Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS) 117 (1997), S. 257 - 289
Duncker & Humblot, Berlin

Meinungsumfragen als informationstragende Institutionen

Eine ökonometrische Untersuchung der Erwartungs- und Entscheidungsbildung an politischen Börsen*

Von Gregor Brüggelambert**

1. Einleitende Bemerkungen

Wahlbörsen des hier untersuchten Typs wurden erstmalig von Robert Forsythe, Forrest Nelson, George Neumann und Jack Wright (University of Iowa, Iowa City) anläßlich der amerikanischen Präsidentschaftswahlen von 1988 eingesetzt. Untersuchungen von Forsythe et al. (1992) hatten zum Ergebnis, daß die Entscheider an der Wahlbörse Entscheidungsverzerrungen unterlagen. Die Verzerrung bestand darin, daß die Teilnehmer die Aktien der von ihnen präferierten Partei beim Handel bevorzugten und ihren Wert systematisch überschätzten. Trotz dieser Anomalie prognostizierte der Markt den Ausgang der Präsidentschaftswahlen 1988 deutlich besser als alle Meinungsumfragen. Dieser Prognoseerfolg konnte bei einem erneuten Einsatz der Börse zu den Präsidentschaftswahlen von 1993 wiederholt werden (vgl. Forsythe et al. 1993).

Obwohl sich Meinungsumfragen als Informationsquellen sowohl zur Prognose des Wahlausgangs als auch als möglicher Korrekturfaktor für etwaige Entscheidungsverzerrungen (Anomalien) anbieten, spielten sie in dem von Forsythe et al. (1992, S. 1152) untersuchten Markt kaum eine Rolle. Würde

---

* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: J. W.

* Insbesondere bin ich Robert Forsythe, Forrest Nelson, George Neumann und Jack Wright zu Dank verpflichtet. Sie stellten das von ihnen entwickelte Wahlmarktprogramm zur Verfügung und übernahmen wichtige Betreuungsarbeit. An der Organisation der Wahlmärkte, die hier näher untersucht wurden, waren die folgenden Personen maßgeblich beteiligt: Christian Gliesmann, Christian Haslbeck, Reinhard Tietz, Bettina Vaupel, Carsten Vogt, Joachim Weimann, Wolfgang Wiegard und Matthias Wrede. Diesen Personen danke ich für die angenehme Zusammenarbeit. Claus Brand, Werner Gaab, Barbara Jennes, Kornelius Kraft, Antonia Niederprüm und Thomas Schnier halfen mir mit anregenden Diskussionen und wichtigen Hilfestellungen. Kornelius Kraft gebührt zudem Dank dafür, daß er mir die Durchführung dieses Experiments in Essen ermöglicht hat. Zwei anonyme Gutachter gaben mir wichtige und sehr konstruktive Hinweise insbesondere im methodischen Teil, für die ich mich ebenfalls bedanken möchte.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

das stets gelten, so könnten Wahlbörsen als eigenständige Institution zur Generierung von Informationen über Wahlereignisse betrachtet werden. Den Erfolg der Wahlbörsen führen Forsythe et al. (1993) darauf zurück, daß die um Repräsentativität bedachten Meinungsumfragen auf zufällige Stichproben zurückgreifen, und zwar ohne eine zusätzliche Motivation. Demgegenüber sei die Teilnahme an den Börsen freiwillig (selbstselektiv), die gewünschte Lenkung fände sie jedoch über die dort existierenden finanziellen Anreize.

Gerade weil es sich bei den Teilnehmern an den Wahlbörsen nicht um repräsentative Gruppen handelte, war deren Erfolg um so mehr überraschend. Wird nicht von der Existenz allwissender Personen ausgegangen, sind die Teilnehmer der Börse auf Informationen von außen angewiesen. Schließlich müssen sie sich, im Gegensatz zu den in der Umfrage befragten Personen, die ja lediglich zu ihrer eigenen politischen Einstellung befragt werden, Gedanken darüber machen, wie sich die gesamte Wählerschaft verhalten wird. Es ist daher naheliegend, daß Meinungsumfragen bei den Entscheidern am Markt zumindest einen gewissen Entscheidungsrahmen bilden.

Brüggelambert (1997) konnte zeigen, daß in den deutschen Wahlmärkten die gleichen Entscheidungsverzerrungen beobachtbar waren wie in den amerikanischen Börsen. Der vorliegende Aufsatz beschäftigt sich mit der Frage, ob Meinungsumfragen an deutschen Börsen ebenfalls eine untergeordnete Rolle gespielt haben. Dazu erfolgt zunächst eine deskriptive Auseinandersetzung mit den bislang in Deutschland durchgeführten Wahlbörsen vom Typ IPSM (Iowa Political Stock Market). Im darauffolgenden Abschnitt 3 wird diskutiert, welche Informationsquellen den Entscheidern an einer Wahlbörse grundsätzlich zur Verfügung stehen. Daraufhin wird mit Hilfe von Kausalitätstests untersucht, welchen Einfluß die Umfragen auf die Erwartungen der Marktteilnehmer und auf die Börsenkurse hatten.

Als zentrale Frage stellt sich, ob Wahlbörsen als Repräsentanten der Institution Markt tatsächlich von der Institution Meinungsumfrage losgelöst betrachtet werden können und dennoch effizient arbeiten. Forsythe et al. (1992) hatten diese Frage mit ja beantwortet. Für die bundesdeutschen Wahlbörsen traf das nicht zu.

2. Wahlbörsen in der Bundesrepublik Deutschland

2.1 Zur Funktionsweise einer Wahlbörse vom Typ IPSM

Die Funktionsweise der hier untersuchten Wahlbörsen ist relativ einfach. Ein zentrales Element ist das sogenannte Einheitsportefeuille. In ei-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nem Einheitsportefeuille befindet sich von jeder größeren Partei genau ein Anteilsschein (Partei-Aktie). Damit sich sämtliche Aktien im Einheitsportefeuille auf 100% der Wählerstimmen summieren, geht zudem eine Residualaktie in dieses Portefeuille ein, die „Sonstige" genannt wurde. In der Bundesrepublik Deutschland wurde der Wert eines Einheitsportefeuille auf 1 DM normiert. Einheitsportefeuilles konnten während der gesamten Börsenzeit quasi von einer Börsenbank für 1 DM gekauft oder wieder an diese verkauft werden. In Pfennigen bemaß sich der Wert einer Einzelaktie bei Wahlausgang nach dem Stimmenanteil, den die jeweilige Partei auf sich vereinigen konnte. Da die CDU / CSU zur Bundestagswahl 1994 einen Stimmenanteil von 41,5% erringen konnte, erhielt beispielsweise der Besitzer einer CDU / CSU-Aktie dafür nach dieser Wahl 41,5 Pfennige.

Die Teilnehmer konnten Einheitsportefeuilles kaufen und anschließend die darin enthaltenen Aktien einzeln zum Verkauf anbieten. Oder aber sie konnten Aktien am Markt kaufen bzw. verkaufen, sofern bereits ausreichend Aktien im Markt waren. Käufe und Verkäufe erfolgten entweder direkt oder durch Aufgabe einer Kauf- bzw. Verkaufsorder, die für einen von den Teilnehmern bestimmbaren Zeitraum aufrechterhalten blieb. Die gesamte Abwicklung des Handels wurde von einem Computer-Programm durchgeführt, das von Forsythe / Nelson / Neumann / Wright entworfen wurde. Gehandelt wurde mit realem Geld.[1] Vor dem Handel mußten die Teilnehmer die von ihnen gewünschte Investitionssumme bei der Börsenleitung einzahlen. Der eingezahlte Betrag wurde einem elektronischen Konto gutgeschrieben und stand danach als Transaktionskasse zur Verfügung. Verschuldungen waren nicht erlaubt.

In den Börsen, die bislang in der Bundesrepublik installiert waren, wurden zwischen sechs und sieben Partei-Aktien gehandelt. Zur Bundestagswahl 1994 waren das Aktien der CDU / CSU, SPD, FDP, B'90 / Grüne, Reps, PDS und „Sonstige" (die Residualaktie). Das Börsengeschehen war als „double auction" (auch „continuous two-sided auction" oder „bid-ask market") organisiert. Innerhalb des verwendeten Computerprogramms geschah das so, daß Kauf- und Verkaufsgebote jeweils in eine Warteschlange eingingen, sofern sie nicht direkt zum Handel führten. Für die Börsenteilnehmer waren am Computer-Bildschirm lediglich die jeweils höchsten Kaufpreise bzw. niedrigsten Verkaufspreise sichtbar. Sämtliche Transaktionen wurden von den Börsenteilnehmern selber durchgeführt.[2] In Form nur kleiner

[1] Für die experimentelle Methode ist es zentral, die Entscheider mit Hilfe von Auszahlungen in Richtung des vorgegebenen Entscheidungszieles zu motivieren. Einen Überblick über diese gegenwärtig stark expandierende Disziplin geben z.B. Hey (1991), Davis / Holt (1993) und Kagel / Roth (1995).

[2] Einen ausführlicheren Überblick geben Forsythe et al. (1992), Davis / Holt (1993) und Brüggelambert (1996a). Informationen über aktuelle Märkte findet der Leser unter der Adresse: http: / / www.biz.uiowa.edu / iem / index.html, im World Wide Web.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Spannen zwischen Kauf- und Verkaufsgeboten hatten sich an den Börsen stets nach kurzer Zeit bereits für sämtliche Partei-Aktien relativ klare Kurse eingependelt. Die Endauszahlung erfolgte anhand der vorläufigen amtlichen Endergebnisse.

2.2 Übersicht und Prognosegüte

In der Bundesrepublik waren bislang zu den folgenden drei Wahlterminen Börsen im Stile des IPSM eingerichtet: 1. Zur Bundestagswahl am 2. 12. 1990 (Universitäten Bonn, Frankfurt / M. und Leipzig).[3] 2. Zur Landtagswahl in Hessen am 20. 1. 1990 (Universität Frankfurt / M.).[4] 3. Zur Bundestagswahl am 16. 10. 1994 (Universitäten Regensburg, Bamberg, Bochum, Essen).[5] In der letztgenannten Regensburger Wahlbörse konnten die Teilnehmer der vier beteiligten Universitäten simultan im selben Markt agieren. Demgegenüber handelte es sich bei den anderen Märkten um lokale Börsen, die voneinander unabhängig arbeiteten.

Während für die Bonner und die Leipziger Börse Einzelplatzversionen des Programms benutzt wurden, stand für die zwei Frankfurter Börsen eine Netzwerkversion zur Verfügung. Das erleichterte den Zugang und erklärt die in Tabelle 1 festgehaltene, vergleichsweise hohe Aktivität der Frankfurter Börsen (fortan BtW 1990 und LtW 1991). Eine nochmalige Steigerung der Aktivität wurde mit der Regensburger Börse (fortan BtW 1994) erreicht. Im Gegensatz zu den anderen Börsen, die an Wochenenden und Feiertagen geschlossen waren und feste Öffnungszeiten hatten, konnten die Teilnehmer der Regensburger Börse permanent in das Marktgeschehen eingreifen. Das Programm war zentral auf einem Rechner der University of Iowa (Iowa City) installiert. Ein Zugriff war den Teilnehmern über *Internet* möglich.

Tabelle 2 hält fest, wie gut die Börsen im Vergleich zu den Meinungsumfragen abschnitten. Als Kriterium für die Prognosegüte wurden die quadrierten Abweichungen der Einzelergebnisse summiert. Da Meinungsumfragen ihre Ergebnisse häufig in 0,5 Prozent-oder gar 1 Prozentschritten auf- oder abrunden, wurde diesem Kriterium Vorzug gegeben. Eine hohe Aktivität ist alleine kein Garant für ein gutes Ergebnis. Das zeigt uns das Beispiel der Bonner Börse von 1990. Trotz einer deutlich geringeren Aktivi-

---

[3] Organisation: Reinhard Selten, Joachim Buchta, Bettina Kuon (Universität Bonn); Reinhard Tietz, Gregor Brüggelambert (Universität Frankfurt / M.); Hans-Joachim Lotze, Thomas Sachse (Universität Leipzig).

[4] Organisation: Reinhard Tietz, Gregor Brüggelambert (Universität Frankfurt / M.).

[5] Organisation: Wolfgang Wiegard, Christian Gliesmann und Christian Haslbeck (Universität Regensburg); Matthias Wrede (Universität Bamberg); Joachim Weimann, Bettina Vaupel und Carsten Vogt (Universität Bochum); Gregor Brüggelambert (Universität GH Essen).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

tät erreichte die Bonner Börse ein besseres Ergebnis als die BtW 1990 (vgl. Tabelle 1 und 2).

Tabelle 1

Datenübersicht

Standort	Zeitraum	Handelstage	Teilnehmerzahl[a]	gehandelte Aktien	Zahl der Login	Kapital (DM) insges.
Bundestagswahl 1990						
Bonn	22.10.-30.11	28	49 (52)	3666	409	995
Frankfurt	29.10.-30.11.	24	53 (62)	11875	1002	1506
Leipzig	23.10.-29.11.	18	26 (27)	214	93	380
Landtagswahl Hessen 1991						
Frankfurt	13.12.90 -18. 1. 91	16	37 (44)	7433	500	1370
Bundestagswahl 1990						
Regensburger Börse[b]	16.5.94 -15. 10. 94	153	361 (400)	352532	13097	29078

[a] Nur aktive Personen; Gesamtteilnehmerzahl in Klammern. [b] Teilnehmer der Universitäten Bamberg, Bochum, Essen und Regensburg.

Neben der Regensburger Wahlbörse waren zur Bundestagswahl 1994 zwei ähnliche Börsen eingerichtet worden, die hinsichtlich des gewählten Gütekriteriums ähnlich gut prognostizierten. Immerhin wurden von der Börse der Universität Passau die Ergebnisse für die CDU und die FDP sogar exakt vorhergesagt (vgl. Beckmann / Werding 1996).[6] Wird berücksichtigt, daß die Passauer Börse bereits am 12. 10. 1994 schloß und die Börse der Wirtschaftswoche ihre Ergebnisse zum letzten Mal am 11. 10. 1994 veröffentlichte, so schneidet die BtW 1994 nicht mehr so gut ab (vgl. Tabelle 2). Vorsicht ist jedoch geboten, da für einen ernsthaften Vergleich der Prognosegüte der Börsen die Zahl der Beobachtungen zu gering ist. Hinzu kommt, daß die Ergebnisse gegenüber einer Variation des Kriteriums der Prognosegüte sehr empfindsam reagieren (siehe dazu Brüggelambert 1996b).

[6] Im Unterschied zu den Börsen vom Typ IPSM, die wie oben erläutert „double auction"-Märkte waren, organisierten Beckmann / Werding (1996) ihre Börsen als „Kassamarktinstitutionen". Dazu wurden im Verlauf einer Woche die Kauf- und Verkaufsgebote der Teilnehmer gesammelt. Zu einem bestimmten Zeitpunkt wurden daraufhin die aggregierten Nachfrage- und Angebotsfunktionen ermittelt und nach einem festgelegten Schema einheitliche Markpreise bestimmt sowie die entsprechenden Transaktionen durchgeführt. Beckmann / Werding (1996) hatten für ihren Markt ebenfalls einen Einfluß der Umfragen beobachtet. Die dazu durchgeführte Analyse weist jedoch nicht unerhebliche Mängel auf (vgl. Brüggelambert 1996b).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Prognosegüte – Summe der quadrierten Abweichungen

	Wahlbörsen			Meinungsumfragen					
	Bundestagswahl 1990								
	BtW 1990 31.11.	Bonn 31.11.	Leipzig 29.11.	Forsa 22.11.	FGW 18.11.	Emnid 26.11.	Infas 18.11.	Allensbach 01.12.	
Basis: 6 Einzelergebnisse	16,03	10,11	19,51	9,40 (20,06) [18,92]	16,80 (19,00) [18,29]	10,90 (20,36) [18,34]	24,40 (19,00) [18,29]	20,10 (16,03) [20,10]	
ø-Fehler	15,22 {12,23}			16,32 {12,84}					
	Landtagswahl in Hessen 1991								
	LtW 1991 18.01.			Forsa 10.01.	Infratest 11.01.	Ipos 13.01.			
Basis: 4 Einzelergebnisse	8,21			16,80 (13,86) [17,78]	5,68 (10,90) [17,78]	15,18 (10,90) [17,78]			
ø-Fehler	8,21 {8,21}			12,55 {7,90}					
	Bundestagswahl 1994								
	BtW 1994 15.10	Passau 12.10.	WW 11.10.	Forsa 08.10.	FGW 10.10.	Emnid 10.10.	Infas 07.10.	Allensbach 15.10.	Basisr. 10.10
Basis: 7 Einzelergebnisse	3,13	2,95 (5,91)	3,77 (4,97)	10,64 (5,64) [5,98]	3,14 (7,88) [5,64]	1,84 (7,88) [5,67]	2,24 (5,98) [6,16]	2,44 (3,13) [4,97]	1,44 (7,88) [5,66]
ø-Fehler	3,16 {2,79}			3,62 {0,93}					

Erläuterungen: Berechnungsbasis bildeten stets die Tagesdurchschnittskurse. Die Zeile ø-Fehler enthält den *Mittelwert der Fehler* der Börsen und der Umfragen. In den geschweiften Klammern stehen die *Fehler der Mittelwerte*, d. h. es wurde zunächst für jede einzelne Partei-Aktie der Mittelwert aller Börsen- bzw. Umfrageergebnisse gebildet und daraufhin die quadrierten Abweichungen summiert. *Abkürzungen*: WW: Wirtschaftswoche, FGW: Forschungsgruppe Wahlen, Basisr: Basisresearch. Bei der LtW 1991 wurden lediglich zu vier Parteien Angaben von allen Instituten gemacht. Als Datum wurde stets entweder der letzte Börsentag oder der Tag der Veröffentlichung der letzten Umfrage festgehalten. Weitere Erläuterungen im Text. Bei der Berechnung des Wertes für die Passauer Börse hatte sich in Brüggelambert (1997) ein Fehler eingeschlichen, der in der obigen Tabelle korrigiert wurde. Ich danke K. Beckmann und M. Werding für diesen Hinweis.

Wird das Endergebnis der Börsen mit den Prognosen der Umfragen verglichen, so schnitten die untersuchten Börsen (BtW 1990, LtW 1991, BtW 1994) noch recht gut ab. Eher bescheiden sah das Ergebnis jedoch aus, wenn die Güte dieser Börsen zum Zeitpunkt der *Veröffentlichung* der Umfragen (Werte in den runden Klammern) als Vergleichsgröße herangezogen wurde. Das gleiche Ergebnis zeigte sich, wenn die Kurse der Börsen am Tage der *Erhebung* der Umfragen den Vergleichsmaßstab bildeten (Werte in den eckigen Klammern). Anscheinend konnten die Börsen ihre Prognosequalität in den letzten Tagen vor der Wahl noch deutlich verbessern.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

In der BtW 1994 wären diejenigen Teilnehmer gut beraten gewesen, die als Entscheidungshilfe für jede Partei-Aktie den Durchschnittswert der Umfragen der sechs dokumentierten Institute gebildet hätten. Wie der Tabelle 2 zu entnehmen ist, lag der Prognosefehler dieser Größe lediglich bei 0,93. Demgegenüber ergab sich für die drei Börsen BtW 1994, Passau und Wirtschaftswoche im Mittel ein Fehler von 2,79 (vgl. Tabelle 2). Die Ergebnisse der Tabelle 2 suggerieren, daß die Wahlbörsen im Zeitverlauf immer besser wurden. Das gilt jedoch für die Umfragen ebenso. Es ist daher eher zu vermuten, daß verschiedene Wahlereignisse unterschiedlich schwer zu prognostizieren sind. Aufgrund der neuen politischen Situation war die erste gesamtdeutsche Wahl 1990 sicherlich schwerer vorauszusagen als die Wahl von 1994. Vor diesem Problem standen augenscheinlich auch die Umfrageinstitute, die ihre Umfrageergebnisse typischerweise mit Erfahrungswerten gewichten und korrigieren müssen.

2.3 Exemplarische Kursverläufe

Die Abbildung 1 gibt für die CDU / CSU graphisch den Verlauf der Kurse und der Umfragen des Meinungsforschungsinstitutes Allensbach wieder. Die Bewegung der Börsenkurse läßt einen Zusammenhang zwischen Meinungsumfragen und Kursen vermuten. Die Kursreaktionen sind in Richtung und Intensität jedoch nicht eindeutig. In der Endphase lagen die Kurse näher an den Umfrageergebnissen als am tatsächlichen Endergebnis. Eventuell wurde schlicht dem falschen Signal gefolgt.

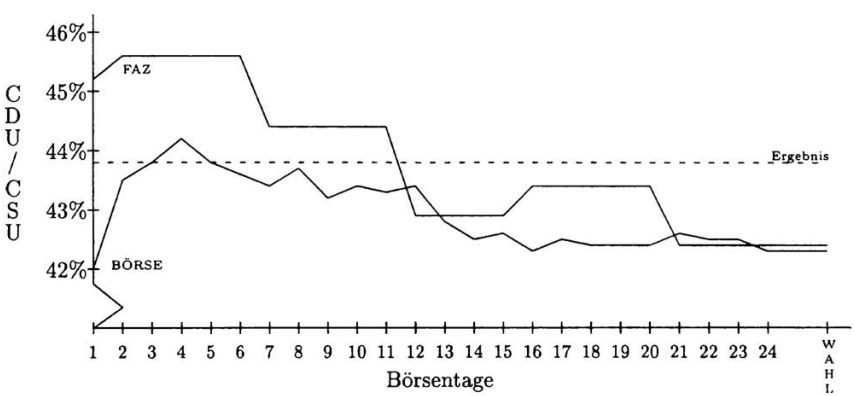

Abbildung 1: Exemplarischer Verlauf – Kurse und Umfragen: CDU BtW 1990

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Während die Bundestagswahl 1990 zumindest in der Endphase regelmäßig durch Veröffentlichungen von Umfragen begleitet wurde, herrschte bei der Landtagswahl in Hessen 1991 zunächst ein gewisses Informationsvakuum. Erst ab dem 10. 1. 1991 (10. Börsentag) kam es zur Veröffentlichung von drei Umfragen (vgl. Tabelle 2). Die Abbildung 2 hält den Kursverlauf der CDU- und SPD-Aktien fest. Die an der Ordinate beginnende (+++)-Linie hält für die CDU das Ergebnis (41,3%) fest, das diese Partei bei der Bundestagswahl 1990 auf hessischer Landesebene erreicht hatte. Entsprechend gibt die (***)-Linie den Prozentsatz wieder, den die SPD (38,0%) bei der Bundestagswahl 1990 auf Landesebene erhielt. Bis zum 10. Börsentag (10.1.) verhielt sich der Markt relativ ruhig, obwohl bereits eine Tendenz zur Kursanpassung zwischen den zwei Aktien zu erkennen war. Mit der Veröffentlichung erster Meinungsumfragen am 10. und 11. Januar kam es zu drastischen Kursveränderungen. Dennoch paßten sich die Marktkurse nicht vollständig den Umfrageergebnissen an.

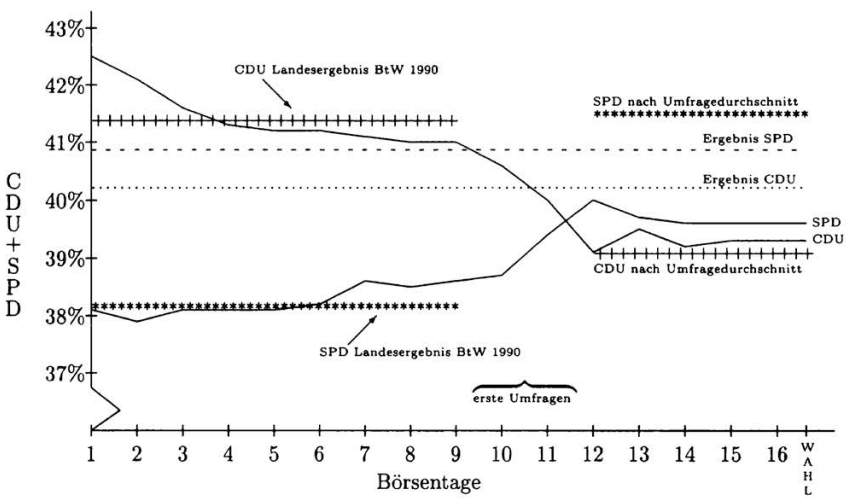

Abbildung 2: Exemplarischer Verlauf – Kurse und Umfragen: CDU & SPD, LtW 1991

3. Informationsträger und die Kosten ihrer Nutzung

Bevor der Bedeutung von Umfragen für die Entscheidungen am Wahlmarkt nachgegangen wird, stellt sich allgemein die Frage, welche Informationsquellen für die Entscheider am Markt prinzipiell entscheidungsrele-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

vant gewesen sein könnten. Das sind zunächst einmal sicherlich genau die Informationen, die auch den Wählern als Entscheidungsgrundlage dienen. In der theoretischen Literatur herrscht jedoch Uneinigkeit über die Relevanz bestimmter Einflußgrößen, obwohl sich einige von ihnen geradezu anbieten. So kommt Stigler (1973) zu dem Ergebnis, daß bei Existenz rationalen Wählerverhaltens die allgemeine ökonomische Situation einer Volkswirtschaft für den Ausgang nationaler Wahlen irrelevant ist. Rationale Entscheider würden kurzfristigen Schwankungen keine Beachtung schenken, da derartige Schwankungen parteiunabhängig immer auftreten können. Langfristig bedeutsame Politikunterschiede würden hingegen aufgrund der Parteienkonkurrenz erst gar nicht entstehen. Peltzman (1990) schwächt diese Argumentation ab. Er versucht zu verdeutlichen, daß in der politischen Landschaft vor allem *marginal voters* den Wahlausgang bestimmen. Dieser rationale Wähler ist prinzipiell weniger parteigebunden als der loyale Wähler und nutzt makroökonomische Daten zur Festlegung seiner Wahlmeinung.[7]

McKelvey / Ordeshook (1985) und Cukierman (1991) machen deutlich, daß gerade Meinungsumfragen den uninformierten rationalen Wählern wichtige Informationen zur Einschätzung der politischen Fähigkeiten von Kandidaten bzw. zur Beurteilung von Parteiprogrammen liefern können. Im Modell des rational unwissenden Wählers von Downs (1957, insbes. Kapitel 7) besteht aufgrund der Uninformiertheit der Wähler eine Tendenz zu Überzeugung, Manipulation und Werbung. Demnach sind es weniger makroökonomische Daten, die das Wahlverhalten bestimmen, sondern die Vertrauenswürdigkeit der Repräsentanten und deren Fähigkeit, über den Aufbau und die Sicherstellung einer Partei-Ideologie Wählerloyalität zu erzeugen. Aufgrund der Unwissenheit der Wähler ist im Modell von Downs (1957) ebenfalls Platz für einen etwaigen manipulativen Einfluß von Meinungsumfragen oder anderen Informationsträgern. Vor allem mit dem Beitrag von Noelle-Neumann (1980) rückten schließlich die potentiellen Manipulationsmöglichkeiten, die moderne Massenmedien auf die politische Meinungsbildung nehmen können, näher ins Bild (siehe zur Bedeutung von Politikerpersönlichkeiten sowie allgemein zur Wahlforschung in Deutschland auch Kaase / Klingemann 1994 und Kaase 1994).

Meinungsumfragen waren also nicht die einzigen Informationsquellen, die den Entscheidern am Markt zur Verfügung standen. Zudem können sie aus verschiedenen Gründen (fehlerhaft, tendenziös oder bereits veraltet)

---

[7] Als typische Größen gelten vor allem die ökonomischen Variablen Arbeitslosenquote, Inflationsrate und Wachstumsrate des Realeinkommens. Entgegen der Theorie rationaler Erwartungen, nach der ökonomische Variablen das Wählerverhalten nicht beeinflussen dürften, zeigen empirische Untersuchungen, daß ein solcher Zusammenhang besteht (vgl. z. B. Kirchgässner 1985, 1986 und Peltzman 1990).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

falsch sein. Auch ist zu berücksichtigen, daß Umfragen mit der „Sonntagsfrage" herauszufinden versuchen, was die befragten Personen wählen würden, wenn am kommenden Sonntag Wahlen wären. Demgegenüber sollten die Teilnehmer am Markt über möglichst gute Kenntnisse bezüglich des Wahlausganges verfügen. Es ist davon auszugehen, daß den Entscheidern an den Wahlbörsen diese Unzulänglichkeiten bewußt waren. Meinungsumfragen können somit, wie prinzipiell auch jeder andere Informationsträger, sowohl Quelle von Informationen sein als auch wiederum Quelle möglicher Desinformation. Schließlich stehen Umfragen jedoch im gewissen Wettbewerb zueinander, völlig unseriöse Umfrageinstitute würden schnell ihren Ruf verlieren (vgl. Kirchgässner / Wolters 1987). Von einem bestimmten Informationsgrad kann daher ausgegangen werden.

Versucht man die Kosten der Informationsbeschaffung zu berücksichtigen, lassen sich zunächst die folgenden drei Gütekriterien einer Informationsquelle isolieren:

1. *Verfügbarkeit*: Um Marktmacht zu verhindern waren bezüglich der Investitionen personenbezogene Höchstgrenzen (BtW 1990 und LtW 1991: 80,– DM; BtW 1994: 1000,– DM) festgelegt worden. Sehr aufwendige Informationsbeschaffungsprozesse konnten daher nicht erwartet werden.[8] Es ist vielmehr zu vermuten, daß leicht zugänglichen Quellen der Vorzug gegeben wurde.
2. *Zuverlässigkeit*: Als mögliche Repräsentanten entscheidungsrelevanter Informationsträger können Meinungsumfragen aus verschiedenen Gründen unzuverlässig sein. Rationale Entscheider werden ihnen daher kein blindes Vertrauen schenken. Zudem kann erwartet werden, daß die verschiedenen existierenden Umfrageinstitute über unterschiedliche Reputationen verfügen. Ihr Einfluß auf die Entscheidungen an den Wahlbörsen kann daher unterschiedlich ausfallen.
3. *Aktualität*: Neue politische Ereignisse sind oft noch nicht in die neuesten Umfrageergebnisse eingeflossen. Rationale Entscheider wissen das und korrigieren Umfrageergebnisse entsprechend.

Gemäß dieser Kriterien macht es Sinn, *technische* Transaktionskosten von den Transaktionskosten zu unterscheiden, die aus der Existenz von *Unsicherheit* resultieren. Zu den technischen Transaktionskosten zählen diejenigen Kosten, die sich auf die Verfügbarkeit einer Informationsquelle beziehen. Wenn beispielsweise Meinungsumfragen aus der Zeitschrift „Der Spiegel" einen starken Einfluß haben, so kann das zum einen daran liegen, daß der politisch interessierte Student sowieso im Besitz dieser Zeitschrift ist.

[8] Immerhin lag bei der BtW 1994 jedoch der höchste Gewinn bei 58,58 DM und der höchste Verlust sogar bei 102,37 DM. Die höchste (niedrigste) Rendite betrug 51% (- 54%).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zum anderen könnte es aber sein, daß die Umfragen in dieser Zeitschrift einen guten Ruf genießen und ihnen deswegen der Vorzug gegeben wird. Unter der Existenz von Unsicherheit wird ihnen ein subjektiv höherer Informationswert zugesprochen. Lediglich die zweite Form der Transaktionskosten sagt etwas über den Informationsgehalt eines Informationsträgers aus.

In einer Demokratie besteht bei einer Vielzahl von Personen ein großes Interesse an Informationen über die Wählerschaft. Da die Beschaffung perfekter Informationen mit prohibitiv hohen Kosten verbunden wäre, ist es nicht verwunderlich, daß zu deren Einschätzung Meinungsumfrageinstitute entstanden sind, die mit vergleichsweise geringen technischen Transaktionskosten arbeiten. Der Preis dafür sind die damit in geschilderter Art einhergehenden Kosten der Unsicherheit. Die zentrale Bedeutung der Kosten der Informationsbeschaffung für die Evolution und Bewertung sozialer, politischer und ökonomischer Institutionen wird innerhalb der Institutionenökonomik insbesondere von Barzel (1989) und North (1990, insbes. Kapitel 4) thematisiert.

Obwohl eine analytische Trennung sinnvoll erscheint, lassen sich die Anteile der zwei unterschiedlichen Formen von Transaktionskosten in den Einzelentscheidungen nur schwer isolieren. Das gilt auch für die im Anschluß folgenden Kausalitätsuntersuchungen.

Wenngleich unter der Annahme rationaler Erwartungen Neuigkeiten bereits am gleichen Tag verarbeitet werden sollten, kann die Existenz von Transaktionskosten unverzügliche Reaktionen verhindern. Die bescheidenen Gewinnaussichten ließen vermuten, daß zur Umsetzung neuer Information kein extraordinärer Aufwand betrieben wurde. Erschwerend kam hinzu, daß ein direkter Zugang zum *Internet* noch wenig verbreitet war. Immerhin verfügten jedoch schon viele Angehörige der beteiligten Universitäten an ihrem Arbeitsplatz über einen Internetanschluß. Eine Reihe von Teilnehmern konnte sich zudem von ihren Privatwohnungen aus einen Zugang verschaffen.

4. Kausalitätsuntersuchungen

4.1 Allgemeine Anmerkungen zur Spezifikation

Zur Untersuchung eventuell vorhandener Einflußrichtungen wurden Tests auf Granger-Kausalität (vgl. Granger 1969) durchgeführt. Nach diesem Konzept ist eine Variable wie z. B. der erwartete Kurs e_i der Aktie i kausal für die Kurse k_i (Kurzschreibweise $(e \rightarrow k)$), wenn eine Vorhersage für den Gegenwartswert von k_i verbessert werden kann, indem zusätzlich noch die Information *verzögerter* Werte von e_i einbezogen wird. Läßt sich

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die Vorhersage des Gegenwartswerts von k_i durch den Einbezug des *Gegenwartswerts* von e_i verbessern, so wird gesagt, daß e_i gleichzeitig kausal zu k_i (Kurzschreibweise (e— k)) sei.[9]

In der Praxis weit verbreitet ist das sogenannte direkte Granger-Verfahren (vgl. Granger 1969 und Sargent 1976). Demnach ist die Zeitreihe $e_{i;t}$ granger-kausal bezüglich $k_{i;t}$, wenn bei einer Regression $k_{i;t}$ über verzögerte Werte von $k_{i;t}$ und $e_{i;t}$ die Koeffizienten von $e_{i;t}$ signifikant von Null verschieden sind. Wenn also im Fall

$$k_{i;t} = \alpha + \sum_{l=1}^{p} \beta_t \, k_{i;t-l} + \sum_{l=1}^{q} \gamma_t \, e_{i;t-l} + v_{i;t} \tag{1}$$

die Nullhypothese, $H_0 : \gamma_1 = \ldots = \gamma_q = 0$, abgelehnt wird. Forsythe et al. (1992) haben den Test wie folgt modifiziert:

$$k_{i;t} = E_{i;t}(k_{i;t}|\Omega_{t-1}) + \Theta\big[u_{m;i;t} - E_{m;i;t}(u_{m;i;t}|\Omega_{t-1})\big] D_t + \varepsilon_{m;i;t} \, . \tag{2}$$

Variable $u_{m;i;t}$ steht für die Veröffentlichung der Umfrage des Instituts m, zum Zeitpunkt t und für die Partei i. D_t ist eine Indikatorvariable mit den Zuständen 0 oder 1 in Abhängigkeit davon, ob eine Umfrage vorlag oder nicht. $E_{i;t}$ und $E_{m;i;t}$ sind Erwartungsoperatoren, die alle Informationen enthalten, die zum Zeitpunkt t-1 zur Verfügung standen. *Rationale Erwartungen* sind davon gekennzeichnet, daß die Individuen die Informationen Ω_{t-1}, die ihnen bis zum Entscheidungszeitpunkt vorliegen, optimal ausnutzen, die Vorhersagefehler $\eta_{i;t} = k_{i;t} - E(k_{i;t}|\Omega_{t-1})$ also nicht autokorreliert sind (d. h. $E(\eta_t \, \eta_\tau) = 0$, für $t \neq \tau$). Ansonsten wären nicht alle Informationen genutzt worden. Analog zur Vorgehensweise von Forsythe et al. (1992) würde für die bundesdeutschen Wahlbörsen das folgende Modell geschätzt:

$$k_{i;t} = \delta + \sum_{t=1}^{2} \xi_t k_{i;t-1} + \Theta \hat{n}_{m;i;t} \, D_t + \nu_{m;i;t} \, . \tag{3}$$

Zum Test auf Granger-Kausalität würde untersucht, ob die Koeffizienten Θ signifikant von Null verschieden sind. In diesem Fall wären in den „Neuigkeiten" der Umfragen, die sich aus der Differenz

$$n_{m;i;t} = u_{m;i;t} - E_{m;i;t}(u_{m;i;t}|\Omega_{t-1}) \tag{4}$$

[9] Demnach bildet die Zeit den Strahl zur Festlegung der Kausalitätsrichtung. Siehe Zellner (1979), Jacobs / Leamer / Ward (1979), Granger (1980), Kirchgässner (1981) und Drakopoulos / Torrance (1994) für eine kritische Diskussion des Kausalitätsbegriffs in der Ökonomie.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ergaben, Informationen für die Marktkurse $k_{i;t}$ enthalten gewesen. Die Abweichung der aktuellen Umfrage $u_{m;i;t}$ vom erwarteten Umfrageergebnis $E_{m;i;t}(u_{m;i;t}|\Omega_{t-1})$ bestimmt den Überraschungswert der neuen Umfrage. Wurde das Ergebnis einer Umfrage $u_{m;i;t}$ bereits antizipiert, z. B. weil die politischen Ereignisse, die zu einer Veränderung in der Wählerlandschaft führten, richtig gedeutet wurden, würde von der Umfrage keine neue Information mehr ausgehen. Das erwartete Umfrageergebnis entspricht dem Ergebnis der letzten Meinungsumfrage $u_{m;i;t-s}$, korrigiert um die zwischenzeitlich antizipierten Informationen $(k_{i;t-1} - k_{i;t-s})$. Gleichung (4) wird zu

$$n_{m;i;t} = u_{m;i;t} - \left[u_{m;i;t-s} + (k_{i;t-1} - k_{i;t-s})\right]. \tag{5}$$

Durch Umstellung ergibt sich die folgende Schätzgleichung:

$$u_{m;i;t} = \hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 u_{m;i;t-s} + \hat{\lambda}_2 (k_{i;t-1} - k_{i;t-s}) + \hat{n}_{m;i;t}\,. \tag{6}$$

Die Neuigkeiten werden also durch den Störterm der obigen Regression dargestellt, welcher die bekannten Eigenschaften aufweist. Diese nicht antizipierte Abweichung wird fortan Neuigkeit „$\hat{n}$" heißen.

Wie Gleichung (3) zeigt, schätzten Forsythe et al. (1992) die Neuigkeiten in ihrem Modell ohne Verzögerungen. Anders als bei den Kursen gingen sie somit davon aus, daß die Neuigkeiten aus den Umfragen nahezu simultan verarbeitet wurden. Nach den dort gemachten Angaben lieferte dieses Modell die besten Ergebnisse. Das traf für die deutschen Märkte nicht zu. Zur Festlegung der Anzahl der Verzögerungen wurde in der BtW 1994 das Akaike-Informationskriterium (*AIC*) verwendet. Bezogen auf die Gleichung (1) wurde dazu zunächst $p = p^*$ unter der Annahme $q = 0$ bestimmt, indem die Zahl der Verzögerungen ermittelt wurde, bei denen der Wert des *AIC* minimal war. Zur Bestimmung von $q = q^*$ wurde daraufhin die Prozedur für $p = 0$ zur Festlegung des minimalen $AIC(p^*q^*)$ wiederholt (vgl. Lütkepohl 1993, S. 128 - 137).

4.2 Die Datensituation

Granger (1988, S. 204 - 208) macht deutlich, daß ohne zusätzliches Wissen beim Vorliegen *gleichzeitiger* Granger-Kausalität die Kausalitätsrichtung nicht festgelegt werden kann. Schon allein aus diesem Grund lohnt es sich, den Datenkörper etwas näher zu betrachten. Als Marktkurse wurden ausnahmslos die von der computerisierten Börse ermittelten Preise verwendet, zu denen täglich die letzte Transaktion durchgeführt wurde (last traded price). Die Umfragen wurden auf den Tag datiert, an dem sie das erste Mal in

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

einem der Publikationsorgane erschienen, die sich zum Untersuchungszeitpunkt der jeweiligen Umfrageergebnisse bedienten. In der BtW 1994 wurden die Umfragen der sechs Institute Allensbach, Forsa, Infas, Forschungsgruppe Wahlen, Spiegel-Emnid und Basisresearch berücksichtigt.[10] Für die BtW 1990 wurden lediglich die Umfragen des Instituts Allensbach verwendet. Eine Besonderheit der BtW 1990 und der LtW 1991 war es, daß die Teilnehmer dort nach ihren *Erwartungen* gefragt wurden, wenn sie sich an einem aktiven Tag zum ersten Mal Zugang zum Markt verschaffen wollten. Die Bedeutung der Erwartungen wird in den nachfolgenden Ausführungen ebenfalls näher untersucht.

Da die Märkte stets mehrere Stunden (BtW 1990 und LtW 1991 von 10 - 16 Uhr) bzw. sogar 24 Stunden (BtW 1994) geöffnet waren, ergeben sich Probleme bei der zeitlichen Positionierung der Ereignisse. Bei den abgegebenen Erwartungen etwa kann zwar in der Regel davon ausgegangen werden, daß sie zeitlich vor der Ausführung der letzten Markttransaktion eines jeden Tages lagen. Das war jedoch nicht zwingend. So ist es denkbar und auch vorgekommen, daß sich Personen an einem Tag erst relativ spät Zugang zum Markt verschafften und Erwartungen gegenüber bestimmten Parteien abgaben, anschließend jedoch keine Transaktionen durchführten. Die hier als Durchschnittsgrößen ermittelten Erwartungen sind demnach nicht zwangsläufig „älter" als die Marktkurse, obwohl das tendenziell zutreffen dürfte. Allgemein führt die Verwendung von Tagesdurchschnitten dazu, daß Ereignisse, die im Verlauf des Tages eintreten, behandelt werden, als seien sie simultan entstanden. Während jedoch bei gleicher temporaler Aggregation die daraus entstehenden Probleme für eine Untersuchung auf die Existenz von Granger-Kausalität eher vernachlässigbar sind, können bei Untersuchungen mit Variablen, die auf unterschiedliche Art aggregiert wurden, ernsthafte Probleme auftreten. Kirchgässner / Wolters (1992, S. 14 f.) zeigen, daß, ungeachtet der tatsächlich vorhandenen granger-kausalen Struktur, Scheinkausalitäten in der Form von Feedback und / oder gleichzeitiger Kausalität die Folge sein können.

Die Umfrageergebnisse der meisten Institute (Forsa, Allensbach, Spiegel-Emnid und Basisresearch) standen den Teilnehmern bereits früh am Tag ihres Erscheinens zur Verfügung. Da Tagesendkurse verwendet wurden, konnten Informationen aus veröffentlichten Umfragen potentiell noch am selben Tag in die Kurse einfließen. Die Umfrageergebnisse der Forschungs-

---

10 Diese Institute hatten zum Untersuchungszeitpunkt die folgenden Auftraggeber und / oder wesentlichen Publikationsorgane: Institut für Demoskopie Allensbach: Frankfurter Allgemeine Zeitung; Forsa: Die Woche, RTL und Lokalzeitungen; Infas: Westdeutsches (WDR)- und Hessisches (HR)- Fernsehen, Frankfurter Rundschau; Forschungsgruppe Wahlen: ZDF, Süddeutsche Zeitung; Spiegel-Emnid: Der Spiegel; Basisresearch: Focus.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gruppe Wahlen und des Institutes Infas erschienen stets zwar erst im Verlauf des Abends, in der BtW 1994 konnte jedoch ebenfalls noch am gleichen Tag eine Reaktion erfolgen, da diese Börse rund um die Uhr geöffnet war.[11] Sicherlich wäre es möglich gewesen, daß einzelne Teilnehmer am Markt über Insiderinformationen (z. B. von Mitarbeitern in den Umfrageinstituten) verfügten. Bei den betrachteten Wahlbörsen erscheint ein solcher Zusammenhang jedoch wenig wahrscheinlich.

Besondere Probleme machte der Umstand, daß die Umfragen allgemein relativ selten erschienen. Lediglich das Institut Forsa veröffentlichte während des gesamten Beobachtungszeitraums wöchentlich die erhobenen Umfragen.[12] Um dennoch die entsprechenden Tests durchführen zu können, mußten dazu geeignete Zeitreihen gebildet werden. Vor einem ähnlichen Problem stehen Untersuchungen, die den Einfluß der Wirtschaftslage auf die Popularität der Parteien eines Landes untersuchen. Zur Messung der Popularität einer Partei wird in diesen Arbeiten ebenfalls auf Umfrageergebnisse zurückgegriffen. Wie in anderen empirischen Untersuchungen auch werden existierende Datenlücken dabei typischerweise durch lineare Interpolation überbrückt (vgl. z. B. Kirchgässner 1985, 1986), oder es wird stellvertretend jeweils der letzte Wert eingesetzt, bis eine neue Veröffentlichung vorliegt (vgl. z. B. Hudson 1994). Gewiß mußten dort jedoch nicht ähnlich viele Beobachtungen überbrückt werden wie in der vorliegenden Untersuchung.

Da sich dieses Problem stets nur unzufriedenstellend lösen läßt, wurden bei den nachfolgenden Stationaritätsuntersuchungen zunächst drei Grundmethoden angewendet, um Zeitreihen für die Umfragen generieren zu kön-

---

11 Da die BtW 1990 und die LtW 1991 jeden Tag bereits um 16 Uhr schlossen, hätten die erst abends erschienenen Umfragen von Infas und der Forschungsgruppe Wahlen an diesem Tag nicht mehr verarbeitet werden können. Aufgrund des nur kurzen Zeitraums, über den diese Märkte installiert waren, wurden diese in Monatsabständen erschienenen Umfragen dort jedoch nicht näher untersucht. Für die berücksichtigten Umfragen ergaben sich die folgenden typischen Veröffentlichungstage (und -modalitäten): Forsa: Donnerstag (wöchentlich), Allensbach: Mittwoch (monatlich, in der Endphase wöchentlich), Infas: Mittwoch (monatlich), Forschungsgruppe Wahlen: Freitag (monatlich), Spiegel-Emnid: Montag (monatlich, sporadisch auch häufiger – insbesondere in der Endphase), Basisresearch: Montag (monatlich). Es ist zu beachten, daß nach dem Erscheinen der Umfrageergebnisse diese auch an Medien-Repräsentanten weitergegeben werden, die nicht direkter Auftraggeber sind. Bei Unklarheiten erfolgte eine Abstimmung mit den jeweiligen Instituten. In diesem Zusammenhang möchte ich mich bei Markus Küppers (Institut für Demoskopie Allensbach), Reinhard Rudat (Infas), Torsten Schneider-Haase und Dieter Walz (Emnid), Monika Röder (Forsa) und Dieter Roth (Forschungsgruppe Wahlen) für ihre Hilfsbereitschaft bedanken.

12 Wird jeweils die letzte Umfrage vor Beginn der BtW 1994 (n = 153) einbezogen, kommen für die Umfragen die folgenden Beobachtungszahlen zustande: Forsa (n = 23), Forschungsgruppe Wahlen (n = 6), Emnid (n = 9), Infas (n = 7), Allensbach (n = 13) und Basisresearch (n = 7). Zur Bildung der Zeitreihen für die BtW 1990 wurden von Allensbach n = 6 Beobachtungen berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nen. In der ersten Version wurden die Daten linear interpoliert. Angesichts der großen Datenlücken birgt jedoch besonders diese Vorgehensweise die Gefahr, daß Informationen in die Daten einfließen, die vorgelagert sind. Die Folge wäre eine Verzerrung in Richtung der Existenz eines granger-kausalen Einflusses der Umfragen auf die Kurse an den Börsen. In der zweiten Version wurden daher Zeitreihen gebildet, die in der Form einer Treppenfunktion mit den alten Umfrageergebnissen arbeiten, bis eine neue Umfrage zu veränderten Werten führt. Diese Modellierung scheint am ehesten der Entscheidungssituation zu entsprechen, in der sich die Börsenteilnehmer befanden. In einer dritten Version wurden die von Forsythe et al. (1992) bevorzugten Neuigkeiten verwendet.

4.3 Stationaritäts- und Kointegrationsanalyse

Ein Test auf Granger-Kausalität setzt Stationarität der zugrundeliegenden Zeitreihen voraus. Eine Zeitreihe x_t, die erst nach d-facher Differenzenbildung in eine stationäre Zeitreihe transformiert werden kann, wird als integriert von der Ordnung d bezeichnet, kurz $x_t \sim I(d)$ (vgl. Engle / Granger 1987, S. 252). Demnach ist x_t also $I(d)$, wenn x_t nicht-stationär $\Delta^d x_t$ aber stationär ist, wobei $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ist und $\Delta^2 = \Delta(\Delta x_t)$ usw.

Die Untersuchung der Stationaritätseigenschaften der verwendeten Zeitreihen erfolgte mit Hilfe des erweiterten Dickey-Fuller-Tests (*ADF*-Test; vgl. Dickey / Fuller 1981). Die Tabelle 3 zeigt, daß in der BtW 1994 bei den meisten Kurs- und Erwartungsverläufen von Differenzstationarität ausgegangen werden mußte. In der Untersuchung von Forsythe et al. (1992) wurden keine Stationaritätsuntersuchungen durchgeführt.

Bei der Durchführung der Tests zeigte sich, daß die linear interpolierten Zeitreihen, vor allem der selten erschienenen Umfragen, ohne die Hinzufügung eines deterministischen Trends inkonsistente Ergebnisse hervorbrachten. Die Inkonsistenz bestand darin, daß der *ADF*-Test für diese Zeitreihen Stationarität in den Niveaus anzeigte, in den ersten Differenzen die Existenz einer Einheitswurzel jedoch nicht abgelehnt werden konnte. Wurde ein deterministischer Trend in die Schätzgleichung aufgenommen, so waren die Ergebnisse zwar konsistent, viele dieser Zeitreihen waren jedoch erst nach zweifacher Differenzenbildung stationär. Da derartige Probleme nicht auftraten, wenn für die Umfragen die Zeitreihen verwendet wurden, in denen bis zum Erscheinen einer neuen Umfrage der Wert der letzten Umfrage fortgeschrieben wurde, fanden die linear interpolierten Zeitreihen keine weitere Anwendung mehr. Die von Forsythe et al. (1992) verwendeten Neuigkeiten , die Residuen einer OLS-Schätzung der Gleichung (6), waren stets stationär.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Augmented Dickey-Fuller (ADF)-Test – BtW 1994

Partei	Kurse	*Umfragen*							
		for	*all*	*inf*	*fgw*	*semn*	*br*	*av*	*last*
CDU/CSU	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
FDP	$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$
B'90/Grüne	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
PDS	$I(0)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
Reps	$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
SPD	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$
Sonstige	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(0)$
Beobachtungen insgesamt $n = 153$									

Kritische Werte für die Ablehnung der Hypothese einer Einheitswurzel nach MacKinnon (1991). Signifikanzniveau zur Bestimmung des Integrationsgrades: 5%. Bei den Umfragen handelt es sich ausschließlich um Zeitreihen, die durch Fortsetzung des jeweils letzten Umfrageergebnisses gebildet wurden. Abkürzungen: Forsa: *for*, Allensbach: *all*, Infas: *inf*, Forschungsgruppe Wahlen: *fgw*, Spiegel-Emnid: *semn*, Basisresearch: *br*. Mit „*av*" wurden die Durchschnitte sämtlicher sechs Umfragen bezeichnet. „*last*" bezeichnet Zeitreihen, in denen jeweils institutsunabhängig die jüngsten Umfrageergebnisse fortgesetzt wurden. Unter Anwendung des Breusch / Godfrey-LM-Tests konnten keine Hinweise auf die Existenz von Autokorrelation gefunden werden. Eine ausführliche Dokumentation der einzelnen Testergebnisse kann auf Anfrage zugesendet werden.

Sind zwei oder mehrere Zeitreihen integriert von gleicher Ordnung, gilt allgemein, daß eine Linearkombination dieser Reihen den gleichen Integrationsgrad aufweist. Eine Ausnahme davon liegt jedoch vor, wenn diese Variablen *kointegriert* sind. In diesem Fall ist eine Linearkombination dieser Variablen in der Lage, einen Prozeß mit geringerem Integrationsgrad darzustellen als den maximal in den Zeitreihen vertretenen Integrationsgrad. Sind Zeitreihen kointegriert, so muß zwischen ihnen Granger-Kausalität zumindest in einer Richtung vorliegen (vgl. Engle / Granger 1987, S. 259 und Granger 1988, S. 202 f.).

Für kointegrierte Zeitreihen existiert stets eine Repräsentation in der Form eines Fehlerkorrekturmodells (ECM: error correction model) (vgl. Engle / Granger 1987). Angenommen die Zeitreihen x_t und y_t seien x_t, $y_t \sim CI(1,1)$, d. h. es existiert eine Linearkombination integriert von der Ordnung (1-1), und ψ_{t-1} sei die auf der Basis der Kointegrationsgleichung $x_t = \lambda + \eta y_t + \psi_t$ ermittelte Abweichung der Vorperiode vom langfristigen Gleichgewicht. Da in diesem Fall Granger-Kausalität zumindest in einer Richtung vorliegt, ergibt sich daraus, daß ψ_{t-1} im ECM granger-kausal für Δx_t oder Δy_t oder gar für die Differenzen beider Variablen sein sollte. Der oben beschriebene herkömmliche Test auf Granger-Kausalität würde im vorliegenden Fall lediglich eine Schätzung in den Differenzen Δx_t und Δy_t

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

vorsehen und den zusätzlichen Einfluß über ψ_{t-1}, der wiederum eine Funktion der Niveaus x_{t-1} und y_{t-1} ist, unberücksichtigt lassen. Zur Untersuchung der Existenz von Granger-Kausalität zweier kointegrierter Variablen käme, bezogen etwa auf den untersuchten Zusammenhang zwischen den Kursen und den Erwartungen, das folgende ECM zur Anwendung

$$\Delta k_{i;t} = \alpha + \sum_{l=1}^{p} \beta_l \Delta k_{i;t-l} + \sum_{l=1}^{q} \gamma_l \Delta e_{i;t-l} + \psi_{i;t-1} + \mu_{i;t} \tag{7}$$

$$\Delta e_{i;t} = \alpha' + \sum_{l=1}^{r} \beta'_l \Delta e_{i;t-l} + \sum_{l=1}^{s} \gamma'_l \Delta k_{i;t-l} + \psi'_{i;t-1} + \mu'_{i;t} \,. \tag{8}$$

Wiederum seien $k_{i;t}$ der Kurs der Partei i zum Zeitpunkt t und $e_{i;t}$ die Erwartungen. Unter Einbezug von ψ_{t-1}, den verzögerten Werten des Fehlerkorrekturterms der Kointegrationsgleichung $k_{i;t} = \lambda + \eta e_{i;t} + \psi_{i;t}$ bzw. $e_{i;t} = \lambda' + \eta' k_{i;t} + \psi'_{i;t}$, wird die Nullhypothese (keine Granger-Kausalität) verworfen, wenn die Summe der Koeffizienten γ_l und ebenfalls der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms ψ_{t-1} signifikant von Null verschieden sind (vgl. Granger 1988, S. 202 ff.). Sind e und k kointegriert, sollten a priori beide Kointegrationsgleichungen gleich gute Schätzungen für η bzw. $\eta' = 1/\eta$ liefern. Für $R^2 \approx 1$ gilt, daß die Parameter $\hat{\eta} \approx 1/\hat{\eta}'$ identisch werden. Das macht aber auch deutlich, daß Verzerrungen von $\hat{\eta}$ von der Höhe des R^2 abhängen (vgl. Hendry (1986 [1991], S. 57).

Allgemein konnte durchaus von einer Existenz kointegrierender Beziehungen ausgegangen werden, da sich schließlich Kurse, Umfragen und Erwartungen an der selben Grundgesamtheit orientieren sollten. Tests auf Kointegration erwiesen sich jedoch als äußerst problematisch. Kam das zweistufige Verfahren nach Engle / Granger (1987) zur Anwendung, wiesen die Koeffizienten der exogenen Variable der geschätzten Kointegrationsgleichung stets ein relativ niedriges R^2 und niedrige *DW*-Werte auf. Folgt man den Ausführungen in Banerjee / Dolado / Hendry / Smith (1986) und Hendry (1986 [1991], S. 56 f.), sollte das R^2 möglichst eine ausreichende Höhe (>0,95) erreichen und der *DW*-Wert nicht zu niedrig sein, um das Engle-Granger-Verfahren zu einer vernünftigen Anwendung kommen zu lassen. Aufgrund der Schwächen des Engle-Granger-Verfahrens (siehe z. B. Banerjee / Dolado / Hendry / Smith 1986, Kremers / Ericsson / Dolado 1992, sowie die Diskussion in Harris 1995, S. 52 - 57) wurde in einem weiteren Schritt das Verfahren nach Johansen (1988, 1991) angewendet. Bis auf wenige Ausnahmen wurde nach diesem Verfahren die Existenz einer Kointegrationsbeziehung abgelehnt, und zwar selbst dann, wenn nach dem Engle-Granger-Verfahren eine solche bestätigt wurde. Lag hingegen nach dem Johansen-Verfahren Kointegration vor, so bestand stets auch Kointegration nach dem Engle-Granger-Verfahren.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Tests auf Kointegration: Engle-Granger; Johansen – BtW 1994

Partei	endogen	exogen	η bzw. η'	R^2	*DW*	*ADF*	H_0 ; H_1	Joh.
CDU/	*Kurs*	*Umfragen(av)*	0,60	0,55	0,03	0,66	r = 0; r = 1	$6{,}90_{l=4}$
CSU	*Umfragen(av)*	*Kurs*	0,93	0,55	0,03	-2,06*	r ≤ 1; r = 2	0,23
FDP	*Kurs*	*for*	-0,03	0,02	0,52	-2,50*	r = 0; r = 1	$6{,}42_{l=6}$
	for	*Kurs*	-0,81	0,02	0,06	0,52	r ≤ 1; r = 2	0,41
B'90/	*Kurs*	*Umfragen(av)*	0,32	0,27	0,08	-1,95$^+$	r = 0; r = 1	$14{,}51_{l=4}$
Grüne	*Umfragen(av)*	Kurs	0,87	0,27	0,06	-2,84**	r ≤ 1; r = 2	0,62
Reps	*Kurs*	*Umfragen(av)*	0,66	0,40	0,21	-0,36	r = 0; r = 1	$6{,}00_{l=3}$
	Umfragen(av)	Kurs	0,61	0,40	0,14	-1,90$^+$	r ≤ 1; r = 2	0,01
SPD	*Kurs*	*Umfragen(av)*	0,84	0,73	0,15	-2,98**	r = 0; r = 1	$16{,}10_{l=3}$
	Umfragen(av)	Kurs	0,88	0,73	0,15	-2,49*	r ≤ 1; r = 2	5,59
Sonst.	*Kurs*	*Basisresearch*	0,51	0,05	0,05	-0,22	r = 0; r = 1	$3{,}57_{l=1}$
	Basisresearch	*Kurs*	0,10	0,05	0,12	-1,69$^+$	r ≤ 1; r = 2	0,02

Dem zweistufigen Engle-Granger-Kointegrationstest entsprechend wurde zunächst die Kointegrationsgleichung $y_t = \alpha + \eta x_t + \psi_t$ geschätzt und daraufhin die Residuen ψ_t mit Hilfe des *ADF*-Tests (vier Verzögerungen) auf die Existenz einer Einheitswurzel untersucht (vgl Engle / Granger 1987). Joh.: Verfahren nach Johansen (1988, 1991). In jeder Doppelzeile wurden die Werte des „Likelihood Ratio"-Tests festgehalten. *r* bestimmt die Zahl der kointegrierenden Vektoren. Festlegung der Verzögerungen (*l*) mit Hilfe des *AIC*. $^+$, * bzw. ** markieren in *allen* Tabellen Werte, die zu einer Ablehnung der Nullhypothese auf dem 10%, 5% oder 1% Signifikanzniveau führen. Eine ausführliche Dokumentation der einzelnen Testergebnisse kann auf Anfrage zugesendet werden.

Die Tabelle 4 hält aus Platzgründen exemplarisch nur einige Ergebnisse dieser Tests fest. Mit (*av*) wurden die aus den Durchschnitten sämtlicher Meinungsumfragen gebildeten Zeitreihen einer jeden Partei-Aktie bezeichnet. Regressionen mit diesen Zeitreihen wiesen in der Regel noch ein vergleichsweise hohes R^2 auf. Sofern, bezogen auf die jeweilige Partei-Aktie, die Kurse und die Umfragedurchschnitte (*av*) nach den Stationaritätsuntersuchungen $I(1)$ waren (vgl. Spalte *Kurse* und *av* in Tabelle 3), hält die Tabelle 4 die Ergebnisse der bivariaten Kointegrationstests dieser Zeitreihen fest. War das nicht der Fall, wurde für die entsprechende Partei-Aktie das Ergebnis eines bivariaten Tests für die Kurse und ein einzelnes Umfrageinstitut festgehalten. Tabelle 4 gibt einen guten Querschnitt sämtlicher Schätzungen wieder. Insgesamt waren die Ergebnisse nicht sehr ermutigend. Ein negatives Vorzeichen für η bzw. η', wie in der Tabelle 4 für die FDP dokumentiert, war kein Einzelfall, obwohl es für den betrachteten Zusammenhang unplausibel erscheint. Solche Probleme gingen jedoch stets mit einem besonders niedrigen R^2 und niedrigen *DW*-Werten einher.

Die Ergebnisse sowie die Probleme bei der Analyse der Stationaritäts- und Kointegrationseigenschaften der verwendeten Zeitreihen führten zu der Entscheidung, die Tests auf Granger-Kausalität stets in den ersten Dif-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ferenzen durchzuführen. Ein Fehlerkorrekturterm ψ wurde nur dann in die Schätzgleichung aufgenommen, wenn die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zuvor von beiden Testverfahren angezeigt wurde. Trotz dieser Vorsichtsmaßnahmen sollten die Ergebnisse sehr zurückhaltend interpretiert werden, da es sich um künstlich gebildete Zeitreihen handelt. Um den Einfluß der einzelnen Umfragen separat behandeln zu können, wurden die Tests ausschließlich im bivariaten Kontext durchgeführt. Obgleich eine solche Vorgehensweise nicht unproblematisch ist (vgl. Sims 1980 und Lütkepohl 1982, 1993, S. 41 ff.), wartete sie angesichts der vorliegenden Umstände doch mit relativen Vorzügen auf (siehe auch Lütkepohl / Reimers 1992).

4.4 Analyse der Kurserwartungen

BtW 1990: In der BtW 1990 wie auch in der LtW 1991 wurden die aktiven Händler nach ihren Erwartungen[13] befragt. Das geschah in der Form, daß die Teilnehmer beim ersten Marktzutritt eines jeden aktiven Tages den erwarteten Wahlausgang in den Computer eingeben mußten. Für die Eingabe der Erwartungen wurde eine Schätzprämie gezahlt. Diese fiel um so höher aus, je näher die jeweils eingegebene Erwartung am tatsächlichen Endergebnis lag. Offensichtlich unsinnige Angaben wurden selektiert. Von den verbliebenen Erwartungen wurden tägliche Durchschnitte gebildet und zu einer Datenreihe zusammengefaßt.

Es stellte sich die Frage, in welchem kausalen Bezug die Erwartungen zu den tatsächlich am Markt beobachtbaren Kursen standen. Von Hayek (1945) betonte bereits früh die Rolle von Preisen als Informationsträger. Ein Zusammenhang, der theoretisch vor allem von Grossman (1989) näher untersucht wurde. Auf den Wahlmarkt bezogen hätte beispielsweise die Situation vorliegen können, daß Entscheider nur vage Vorstellungen über den Wert einer bestimmten Partei-Aktie besaßen, sie jedoch glaubten, daß der Marktkurs ein relativ zuverlässiger Indikator für diesen Wert sei. In diesem Fall sollten auch gegenläufige Kausalitäten beobachtbar sein.

Da die Zahl der Beobachtungen für die BtW 1990 sehr klein war, wurden hier simultane Tests mit gepoolten Daten durchgeführt. In einem ersten Schritt erfolgte dazu eine Untersuchung des Stationaritätsgrades der verwendeten Variablen (siehe Breitung / Meyer 1994). Die Ergebnisse der ersten zwei Zeilen der Tabelle 5 machen deutlich, daß in der BtW 1990 die Kurse $I(0)$ und die Erwartungen $I(1)$ waren. Tests auf Kointegration wurden aus diesem Grund nicht durchgeführt (vgl. dazu ebenfalls Breitung / Meyer 1994, S. 357 f.). Da die Koeffizienten der verzögerten Differenzen Δy_{it-1} des

[13] Reinhard Tietz hatte die Idee, die Erwartungsfrage zu stellen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

modifizierten *ADF*-Tests signifikant von Null verschieden waren, wurden diese bei den Einheitswurzeltests für Kurse und Erwartungen entsprechend berücksichtigt. Bei den Umfragen war das nicht der Fall. Der Test wurde dort ohne verzögerte Differenzen durchgeführt. Die Umfragen und die Neuigkeiten $\hat{n}$ sind stationär (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5

Einheitswurzeltest für Panel-Daten – BtW 1990

endogene Variable (Δy_{it})	$(y_{it-1} - y_{i1})$	Δy_{it-1}	Δy_{it-2}	*Konstante*
Kurse$_i$	-0,1929**	-0,1639*	-0,0086**	-0,0008**
	(-3,80)	(-1,99)	(-2,67)	(-3,84)
Erwartungen$_i$	-0,0336	-0,4134**	0,3420**	-0,0003$^+$
	(-0,79)	(-4,61)	(-4,15)	(-1,79)
Umfrage$_i$	-0,0645*			-0,0007**
	(-2,01)			(-3,70)
Neuigkeiten$_i(\hat{n})$	-1,015**			-0,0000
	(-6,87)			(-0,85)

Für Panel-Daten modifizierter Dickey-Fuller-Test (vgl. Breitung / Meyer 1994, S. 356 f.). Die folgende Testgleichung wurde zugrundegelegt: $\Delta y_{it} = \alpha + \beta(y_{it-1} - y_{i1}) + \sum_{l=1}^{p} \gamma_l \, \Delta y_{it-l} + \mu_{it}$. Die Nullhypothese, daß y_{it} eine Einheitswurzel besitzt, wird verworfen, wenn β signifikant negativ ist. Um die individuellen Effekte herauszufiltern, wurden von den Werten einer Zeitreihe jeweils die ersten Beobachtungen abgezogen. GLS-Schätzung. t-Werte in Klammern. In Abhängigkeit von der Zahl der Verzögerungen schwankt die Zahl der totalen Beobachtungen im Panel zwischen $n = 100$ und $n = 115$. Umfrage: Allensbach.

Im Anschluß daran wurden Tests auf Granger-Kausalität durchgeführt. Nach Holtz-Eakin / Newey / Rosen (1988, S. 1389) ist zur Elimination individueller Einflüsse eine Spezifikation in den ersten Differenzen der einzelnen Zeitreihen einer Spezifikation vorzuziehen, in der die Variablen als Abweichungen vom individuellen zeitlichen Mittelwert gemessen werden. Die Hypothese, daß eine Zeitreihe granger-kausal für eine andere Zeitreihe ist, kann dabei direkt an der transformierten Gleichung überprüft werden (vgl. Holtz-Eakin / Newey / Rosen 1988, S. 1376). Die Ergebnisse wurden in der Tabelle 6 festgehalten. Der ersten Doppelzeile ist zu entnehmen, daß die Erwartungen granger-kausal für die Kurse waren. Etwas überraschend ist allerdings, daß zwischen ihnen keine gleichzeitige Kausaliät auszumachen war. Die Gründe dafür können vielschichtig sein. Da beispielsweise trotz der Einführung einer Schätzprämie nicht alle Teilnehmer „vernünftige" Erwartungen abgegeben hatten, mußten etliche Erwartungen gestrichen werden. Außerdem ist zu beachten, daß bei den Erwartungen, die Durchschnittswerte darstellen, jede Person mit gleichem Gewicht einging, während der Einfluß, den ein Entscheider auf die Marktkurse nahm, stark von

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der individuellen Investitionssumme abhing. Die Möglichkeit, limitierte Aufträge zu erteilen, ließ zudem Entscheidungen von Personen einfließen, die für den jeweiligen Tag keine Erwartungen abgegeben hatten. Verzögerungen bei den Kursreaktionen konnten die Folge sein.

Angesichts der Ergebnisse in Tabelle 6 besteht jedoch keine Evidenz für gegenläufige Kausalitätsströme. Anscheinend lieferten die Marktkurse in der BtW 1990 keine Informationen für die Erwartungen. Zumindest für diesen Markt spricht das gegen die Existenz einer informationstragenden Rolle der Preise. Zwar wurden die Teilnehmer der Börsen danach befragt, für wie gut informiert sie sich hielten, leider war die Zahl der Beobachtungen aber zu gering, um den Datenkörper noch in eine Gruppe informierter Personen und in eine Gruppe uninformierter Personen aufzuteilen (siehe dazu auch Brüggelambert 1997). Eine solche Aufteilung hätte sich angeboten, weil sich für uninformierte Teilnehmer der Zugriff auf Preissignale eher anbietet, als für Personen, die bereits gut informiert sind (vgl. Grossmann 1989). Andererseits besteht bei diesem Ergebnis auch kein Verdacht auf Scheinkausalitäten, wie diese in Kirchgässner / Wolters (1992) diskutiert werden.

Tabelle 6

Granger-Kausalitätstest für Panel-Daten – BtW 1990

	Kurse $(k_i) \rightarrow$ *Erwartungen* (e_i)		*Erwartungen* $(e_i) \rightarrow$ *Kurse* (k_i)	
	$(k_i \rightarrow e_i)$	$(k_i - e_i)$	$(e_i \rightarrow k_i)$	$(e_i - k_i)$
LR	1,15	0,36	35,57**	1,51
	Umfragen $(u_i) \rightarrow$ *Erwartungen* (e_i)		*Neuigkeiten* $(\hat{n}_i) \rightarrow$ *Erwartungen* (e_i)	
	$(u_i \rightarrow e_i)$	$(u_i - e_i)$	$(\hat{n}_i \rightarrow k_i)$	$(\hat{n}_i - k_i)$
LR	0,34	0,85	0,83	1,44
	Umfragen $(u_i) \rightarrow$ *Kurse* (k_i)		*Neuigkeiten* $(\hat{n}_i) \rightarrow$ *Kurse* (k_i)	
	$(u_i \rightarrow e_i)$	$(u_i - e_i)$	$(\hat{n}_i \rightarrow k_i)$	$(\hat{n}_i - k_i)$
LR	2,21	3,90*	3,74	7,09**
$\chi^2_{(J)}$	$\chi^2_{(2)}$	$\chi^2_{(1)}$	$\chi^2_{(2)}$	$\chi^2_{(1)}$

Zur Elimination individueller Effekte wurde die folgende durch Bildung erster Differenzen transformierte Gleichung geschätzt: $\Delta y_{it} = \alpha + \sum_{l=1}^{2} \beta_l \, \Delta y_{it-l} + \sum_{l=1}^{2} \gamma_l \, \Delta x_{it-l} + \mu_{it}$ (vgl. Holtz-Eakin / Newey / Rosen 1988, Urga 1992). *LR*: Likelihood Ratio-Test. *LR* ist $\chi^2_{(J)}$ verteilt mit *J* Freiheitsgraden. Weitere Angaben in Tabelle 5.

LtW 1991: Da die Datensituation in der LtW 1991 noch schlechter war, wurde ein sehr einfaches Modell geschätzt (vgl. Tabelle 7). Die Dummy-Variable *D* wurde dort zur Erfassung des Einflusses von drei Meinungsumfragen verwendet, die zwischen dem 10.1. und dem 13. 1. 1991 erschienen waren.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 7

Einfluß der Umfragen auf Erwartungen und Kurse – LtW 1991

Einfluß der Umfragen auf die Erwartungen						
Partei	CDU	FDP	Grüne	Reps	SPD	Sonstige
Konstante	0,4166**	0,0925**	0,0631**	0,0206**	0,389**	0,0177**
Trend	-0,0014**	-0,0005	0,0008**	-0,0002*	-0,0005**	0,0001
D	-0,0071*	-0,0010	-0,0038**	-0,0031*	0,0107*	-0,0016
D(-1)	-0,0025	-0,0008	0,0007	0,0008	-0,0059*	-0,0016
R^2	0,86	0,06	0,92	0,64	0,88	0,08
DW	1,77	2,95	0,85	1,81	1,69	1,56

Einfluß der Umfragen auf die Kurse						
Konstante	0,4194**	0,1043**	0,0626**	0,0195**	0,3775**	0,0209**
Trend	-0,0020**	-0,0008**	0,0008**	-0,0002**	0,0014**	-0,0002*
D	-0,0091**	-0,0017	0,0010^{+}	-0,0003	0,0083**	-0,0016
D(-1)	-0,0031	-0,0009	0,0019*	0,0012	0,0034	0,0002
R^2	0,95	0,91	0,95	0,60	0,94	0,35
DW	1,22	2,01	0,91	1,88	2,25	1,36

Die Dummy-Variable *D* wurde zur Erfassung des Einflusses der Meinungsumfragen eingeführt. Von den insgesamt 16 Börsentagen mußte die erste Beobachtung gestrichen werden, da an dem Tag zu wenig Personen Angaben zu den Erwartungen gemacht hatten.

Es zeigte sich, daß in der LtW 1991 die Umfragen einen Einfluß auf die Kursbildung der Aktien von CDU, Grüne, Reps und SPD nahmen. Anscheinend spielten die Umfragen eine größere Rolle bei der Erwartungsbildung als in der BtW 1990. Dieses Ergebnis kann vielleicht damit erklärt werden, daß Landtagswahlen mit geringerem medialen Aufwand betrieben werden als Bundestagswahlen. Dadurch stieg dort eventuell die relative Bedeutung von Meinungsumfragen als Träger von Informationen. Bei näherem Hinsehen zeigte sich, daß die Kurse der vier oben genannten Parteien am Tag vor der Veröffentlichung der Umfragen deutlich stärker vom Durchschnitt der Umfrageergebnisse abwichen als die der noch verbleibenden Partei-Aktien. Vermutlich wächst die Wahrscheinlichkeit eines Einflusses der Umfragen mit der Größe der Abweichung der Umfrageergebnisse von den Tageskursen.

Insgesamt kann konstatiert werden, daß der Einbezug der Erwartungsfrage in das Design der Wahlbörsen eine durchaus interessante Erweiterung darstellt. Aufgrund des bislang noch unzulänglichen Datenkörpers müssen die hier wiedergegebenen Ergebnisse jedoch sehr vorsichtig betrachtet werden. Es ist geplant, zu den nächsten Bundestagswahlen im Jahr 1998 wieder

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

eine Wahlbörse einzurichten.[14] Nach Möglichkeit soll dann die Erwartungsfrage erstmalig auch in einer großen Börse installiert werden.

4.5 Analyse der Kurse

BtW 1990: Für die BtW 1990 wurden diese Ergebnisse in der Tabelle 6 festgehalten. Dort zeigt sich ein gleichzeitiger granger-kausaler Einfluß der Umfragen auf die Kurse, und das sowohl bei Verwendung der ersten Differenz Δu der Umfragen als auch bei einer Verwendung der von Forsythe et al. (1992) bevorzugten Neuigkeiten $\hat{n}$. Bei den Neuigkeiten $\hat{n}$ scheint dieser Zusammenhang noch ausgeprägter hervorzutreten. Angesichts der damaligen Situation erscheint dieses Ergebnis durchaus plausibel. In die Berechnungen gingen nur die Umfrageergebnisse des Instituts Allensbach ein. Die BtW 1990 war in einem PC-Pool der Universität Frankfurt eingerichtet. Nach Angaben in zuvor verteilten Fragebögen war die Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ) die unter den Teilnehmern am häufigsten genutzte Informationsquelle. Die Umfragen des Instituts Allensbach werden im Auftrag der FAZ durchgeführt und auch dort veröffentlicht. Die technischen Transaktionskosten waren somit ausreichend gering, um schnelle Kursreaktionen zu ermöglichen.

LtW 1991: Für die LtW 1991 wurde der Einfluß der Umfragen auf die Kurse analog zum Ansatz geschätzt, mit dem im vorangegangenen Abschnitt der Einfluß der Umfragen auf die Erwartungen untersucht wurde. Die Ergebnisse wurden ebenfalls in der Tabelle 7 festgehalten. Im wesentlichen gehen sie mit den Ergebnissen konform, die sich bei einer Schätzung des Einflusses der Umfragen auf die Erwartungen eingestellt hatten.

BtW 1994: An den Teilnehmerzahlen und der Dauer gemessen war die BtW 1994 der bislang größte bundesdeutsche Wahlmarkt. Die Datensituation ermöglicht hier eine getrennte Erfassung der Umfragen und der Partei-Aktienkurse. Dadurch kann untersucht werden, ob den Umfragen aus Entscheidersicht eine unterschiedliche Bedeutung zukam. Bereits an den Kursverläufen war zu erkennen gewesen, daß andere während des Börsenzeitraumes durchgeführte Wahlen (Wahl zum Europa-Parlament am 12. 6. 94 sowie die Landtagswahlen in Sachsen-Anhalt am 26. 6. 94, in Sachsen und Brandenburg am 11. 9. 94 und in Bayern am 25. 9. 94) zu deutlichen Kursreaktionen geführt hatten. Aus diesem Grund wurde für diese Ereignisse die Dummy-Variable „Wahlen" in die Schätzgleichungen aufgenommen. Mit Ausnahme der SPD-Aktie waren stets nur die Koeffizienten der ersten Ver-

[14] Potentielle Interessenten sind aufgerufen, diesbezüglich mit dem Verfasser in Kontakt zu treten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zögerung dieser Dummy-Variable signifikant von Null verschieden. Insbesondere bei der Europawahl hatte die SPD herbe Verluste einstecken müssen. Anscheinend erfolgte eine Reaktion darauf noch im Verlauf des Wahlabends. Es fällt auf, daß keine Umfrage granger-kausal für die Kursverläufe aller Partei-Aktien war. Weiterhin auffällig ist, daß sich für die Kursbildung der Aktien der FDP und von B'90 / Grüne für relativ viele Umfrageinstitute die Existenz eines granger-kausalen Zusammenhangs bestätigt. Tabelle 8 gibt sämtliche Ergebnisse dieser Tests wieder.

Tabelle 8

Granger-Kausalitätstests: Umfragen (u) und Kurse (k) – BtW 1994

			Umfragen							
			for	*all*	*inf*	*fgw*	*semn*	*br*	*av*	*last*
CDU/ CSU	t-Werte:	Wahlen(-1)	4,08**	4,10**	4,08**	3,33**	4,27**	4,11**	4,02**	4,05**
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,25	0,27	0,07	0,43	3,22*	0,77	0,28	0,18
	t-Werte:	$(u - k)$	-0,86	-0,09	-0,14	-0,50	-0,59	-0,48	-1,13	0,76
FDP	t-Werte:	Wahlen(-1)	-3,58**	-3,56**	-3,81**	-3,74**	-3,54**	-3,74**	-3,60**	-3,49**
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,58	0,25	2,97*	3,74**	0,52	2,75*	1,28	1,27
	t-Werte:	$(u - k)$	0,80	-0,39	1,88^{+}	0,96	-0,12	-0,35	0,69	0,47
B'90/ Grüne	t-Werte:	Wahlen(-1)	-0,44	-0,34	-0,60	-0,41	-0,36	-0,42	-0,60	-0,43
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,36	0,67	0,69	1,83	3,54*	2,51*	1,75	5,67**
	t-Werte:	$(u - k)$	0,61	2,42*	0,55	2,44*	0,37	2,28*	1,60	-0,83
	t-Werte:	$(u \rightarrow k) : \psi_{t-1}$	1,47		2,16*	0,36	3,47**			
	t-Werte:	$(u \leftarrow k) : \psi_{t-1}$	2,16*		1,51	3,08**	-0,02			
PDS	t-Werte:	Wahlen(-1)	0,32	0,31	0,44	0,23	0,33	0,35	0,54	0,31
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,04	0,51	5,81**	0,50	1,12	1,07	1,73	0,23
	t-Werte:	$(u - k)$	-0,06	-1,26	2,61*	-0,18	0,09	-0,97	-0,00	-0,78
Reps	t-Werte:	Wahlen(-1)	-4,06**	-2,82**	-4,13**	-4,43**	-4,06**	-4,06**	-3,80**	4,06**
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,32	2,57*	2,25*	1,08	0,47	0,80	0,69	0,10
	t-Werte:	$(u - k)$	-0,56	0,43	0,52	-0,31	0,27	1,01	0,20	0,32
SPD	t-Werte:	Wahlen	-2,86**	-2,78**	-2,79**	-2,93**	-2,79**	-2,72**	-2,62**	-2,76**
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,30	0,19	0,01	0,53	0,58	0,10	0,28	0,98
	t-Werte:	$(u - k)$	1,02	1,18	0,66	0,13	-0,37	1,10	1,10	-0,29
	t-Werte:	$(u \rightarrow k) : \psi_{t-1}$	0,80		0,66	0,32	-0,21	0,54		
	t-Werte:	$(u \leftarrow k) : \psi_{t-1}$	1,33		2,11*	2,02*	1,83^{+}	1,82^{+}		
Sonst.	t-Werte:	Wahlen(-1)	3,82**	3,82**	3,82**	3,87**	3,86**	3,94**	3,82**	4,06**
	F-Werte:	$(u \rightarrow k)$	0,22	0,42	0,36	2,11^{+}	1,26	3,03*	0,31	0,75
	t-Werte:	$(u - k)$	0,01	0,55	-0,09	0,38	0,61	-1,84^{+}	0,77	1,00

Der Fehlerkorrekturterm ψ_{t-1} wurde nur dann hinzugefügt, wenn zuvor die Existenz einer Kointegrationsbeziehung bestätigt wurde. „Wahlen" bezeichnet die Dummy-Variable zur Messung des Einflusses der während der BtW 1994 abgehaltenen Wahlen. Sämtliche Zeitreihen wurden in ihren ersten Differenzen geschätzt. Verzögerungen nach *AIC* (p^*q^*). Unter Anwendung des Breusch / Godfrey-LM-Tests und des ARCH-LM-Tests für verschiedene Verzögerungen konnte kein Hinweis auf die Existenz von Autokorrelation oder Heteroskedastizität gefunden werden. Siehe Tabelle 3 und 6 für weitere Erläuterungen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Ließen die verwendeten Tests den Verdacht aufkommen, daß die Zeitreihen kointegriert sind, so wurde in die Gleichung der verzögerte Fehlerkorrekturterm ψ_{t-1} aufgenommen. Dies war für einige Umfragen bei den Kursen von B'90 / Grüne und der SPD der Fall. Bei Aufnahme eines Fehlerkorrekturterms in die Gleichungen erfolgten stets auch Tests zur Untersuchung gegenläufiger Kausalitätströme. Unter Vorbehalt der datentechnischen Probleme bestand zwischen den Aktienkursen von B'90 / Grüne und den Umfragen von Infas und Emnid Granger-Kausalität über die Langfristbeziehung, und zwar ausschließlich der Umfragen für die Kurse (vgl. Tabelle 8). Bei der Forschungsgruppe Wahlen und Forsa bestand zwar ebenfalls eine solche Beziehung, die Kausalitätsrichtung war jedoch umgekehrt. Da die Umfragen der Forschungsgruppe Wahlen relativ selten erscheinen, ist dieses Ergebnis dort nicht so überraschend wie für die wöchentlich veröffentlichten Umfragen des Instituts Forsa. In der gewählten bivariaten Modellierung dürfen diese gegenläufigen Kausalitäten jedoch nicht dahingehend interpretiert werden, die Kursbildung hätte sich von den Umfragen autonom vollzogen. Wie das Beispiel B'90 / Grüne zeigt, können andere Umfragen granger-kausal gewesen sein, die in der zugrundegelegten Schätzgleichung aber nicht berücksichtigt wurden. Im Falle der SPD-Aktien sah das aber anders aus. Dort war keine der Umfragen granger-kausal für die Kurse. Umgekehrt waren jedoch die SPD-Kurse granger-kausal für einige Umfragen, und zwar ausschließlich über die Langfristbeziehung. Es scheint so, daß die Entscheider bei der SPD anderen Informationsquellen folgten als den hier erfaßten Umfragen und daß diese Informationen den Verlauf einiger Umfragen vorwegnahmen.

Wurde in die Regression stellvertretend für alle sechs Umfragen die Zeitreihe *av* eingefügt, ergab sich kein granger-kausaler Zusammenhang (vgl. Tabelle 8). Dieses Ergebnis war deswegen überraschend, da, wie eingangs erwähnt, der Durchschnitt der Umfragen (*av*) für die BtW 1994 eine sehr gut Prognose lieferte (vgl. Tabelle 2). Eventuell waren die technischen Transaktionskosten zur Beschaffung der sechs Einzelergebnisse zu hoch gewesen. Die Zeitreihe *last*, in die institutsunabhängig jeweils die letzten Umfrageergebnisse eingingen, war lediglich bei den Aktien von B'90 / Grüne granger-kausal für die Kurse. Da eine Verwendung der von Forsythe et al. (1992) verwendeten Neuigkeiten keine substantiell neuen Ergebnisse hervorbrachte, wurde auf eine gesonderte Dokumentation verzichtet. Im Gegensatz zu der hier vorgenommenen separaten Analyse wurde von Forsythe et al. (1992) lediglich der gemeinsame Einfluß aller Umfragen untersucht. Durch eine solche Vorgehensweise gehen die Indizien verloren, die auf einen selektiven Umgang mit Informationen hinweisen könnten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4.6 Diskussion und Einschätzung einiger Entwicklungsperspektiven

Angesichts der Ergebnisse kann nicht ausgeschlossen werden, daß die Umfragen granger-kausal für die Kurse waren. Die Institution Wahlbörse kann nicht von der Institution Meinungsumfrage losgelöst betrachtet werden. Es gibt viele Indizien dafür, daß die Entscheider einen sorgfältigen Umgang mit den ihnen zugänglichen Informationen betrieben haben. Umfragen wurde weder bedingungslos gefolgt, noch war ihr Einfluß von Wahltermin zu Wahltermin oder von Partei-Aktie zu Partei-Aktie gleich. Auch hatten nicht alle Umfrageinstitute die gleiche Bedeutung.

Legt man die Ergebnisse in Tabelle 8 zugrunde, hat es den Anschein, daß von den Umfragen des Instituts Forsa in der BtW 1994 kein Einfluß auf die Kursbildung ausging. Im gleichen Jahr machte Forsa die schlechteste Prognose. Forsa war das einzige Institut, das jede Woche Umfrageergebnisse veröffentlichte. Die Ergebnisse dieses Institutes waren sowohl in Regionalzeitungen der Börsenstandorte als auch in der überregionalen Wochenzeitschrift „Die Woche" zu finden. Die *technischen* Transaktionskosten waren also vergleichsweise gering. Tatsächlich schwankten aber die Umfrageergebnisse des Instituts Forsa von Woche zu Woche stark und wirkten daher nicht sehr vertrauenswürdig. Zudem war Forsa beispielsweise das einzige Institut, das mit seinen Ergebnissen wiederholt signalisierte, die FDP würde an der 5%-Hürde scheitern. In der Presse wurde das lebhaft diskutiert. Andere Institute distanzierten sich deutlich von den Forsa-Ergebnissen und sollten schließlich recht behalten. Vermutlich überwogen also die Transaktionskosten, die aus der *Existenz von Unsicherheit* resultieren. Der Autor möchte daraus jedoch keine allgemeinen Aussagen über das Umfrageinstitut Forsa treffen, schließlich hatte das selbe Institut den Ausgang der Bundestagswahl von 1990 gut prognostiziert (vgl. Tabelle 2).

Ein weiterer interessanter Aspekt ist die Spezifität einer jeden Wahl. So gelten Bundestagswahlen allgemein als leichter prognostizierbar als Landtagswahlen, die immer mehr zu Protest-, Verweigerungs- oder Denkzettelwahlen geworden sind (vgl. z. B. Schöppner 1994). Zudem wird Landtagswahlen in den Medien weniger Aufmerksamkeit geschenkt. Offenbar sind Wahlbörsen keine Alternative, um den erschwerten Prognosebedingungen bei einer Landtagswahl begegnen zu können. Durch das mit einer Landtagswahl einhergehende Informationsvakuum scheinen die Entscheider sogar noch empfindlicher von den Informationen abhängig zu sein, die ihnen die Meinungsumfragen liefern. Das mußten auch die Organisatoren der Wahlbörse in Passau verspüren, die zu den bayerischen Landtagswahlen eingerichtet war. Während die Passauer Wahlbörse das Ergebnis der Bundestagswahl ausgesprochen gut voraussagte (vgl. Tabelle 2), war deren Pro-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gnose zum Ausgang der bayerischen Landtagswahlen ziemlich schlecht (vgl. Beckmann / Werding 1995, S. 51 ff.).

Sicherlich liefern insgesamt die Ergebnisse dieser Analyse nicht den Beweis für die hier bevorzugte transaktionskostentheoretische Auslegung des aggregierten Verhaltens der Marktteilnehmer. Nach Überzeugung des Autors bietet diese Sichtweise jedoch einen interessanten Ausgangspunkt für weitere Analysen der Determinanten der Entscheidungsbildung in börsenähnlichen Entscheidungssituationen. Diesbezüglich ist der Wert der computerisierten Börsen, die hier näher untersucht wurden, sicherlich noch längst nicht ausgereizt.

Letztlich war es für die Börsen vom Typ IPSM insgesamt problematisch, daß die Transaktionskosten im Vergleich zu den Renditeaussichten relativ hoch waren. Hinderlich waren vor allem die Kosten des Zugangs zum Markt. Nur verhältnismäßig wenige Teilnehmer verfügten über permanenten Zugriff zum *Internet*. Anpassungsverzögerungen resultierten daraus, daß informierte Personen mit leichtem Marktzugang zunächst einen Block limitierter Aufträge durchbrechen mußten, bevor sich neue Informationen in den Kursen niederschlagen konnten. Personen, die keinen leichten Zugang zum Markt hatten oder einfach ihren Urlaub verbrachten, konnten nur mit Hilfe dieser limitierten Aufträge kostengünstig in das Marktgeschehen eingreifen. Die Konsequenz war, daß Aufträge auch dann noch berücksichtigt wurden, wenn sie vor dem Hintergrund jüngerer Ereignisse bereits veraltet waren.

Zur Herabsetzung der technischen Transaktionskosten wurde das Börsenprogramm an der University of Iowa inzwischen mit zusätzlichen Informationsfenstern versehen. Mit Hilfe dieser Fenster werden die Börsenteilnehmer unter anderem über die neuesten Umfrageergebnisse informiert. Eine andere Möglichkeit, die Bedeutung dieser Kostengröße zu relativieren, wäre es, die Höchstinvestitionssummen heraufzusetzen. Allerdings bestünde dann die Gefahr, daß den Entscheidungen einzelner Personen ein zu hohes Gewicht verliehen wird. Die explosionsartige Verbreitung von Zugängen zum Internet dürfte inzwischen jedoch bereits zu einer deutlichen Senkung der Kosten eines Marktzutritts geführt haben. Zukünftige Börsen dieses Stils werden sicherlich davon profitieren können.

Dem Einfluß von politischen Meldungen oder der Veränderungen der Makrodaten auf die Entscheidungsbildung wurde in der vorliegenden Arbeit keine nähere Aufmerksamkeit geschenkt. Die Verwendung weiterer Dummy-Variablen für politische Ereignisse erschien zu willkürlich, außerdem war für eine Berücksichtigung der Entwicklung von Makrodaten der Beobachtungszeitraum zu kurz. Diesbezüglich besteht also noch weiterer Forschungsbedarf.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

5. Abschließende Bemerkungen

In einer Wahlbörse handelnde Personen müssen sich ein möglichst klares Bild davon machen, wie die Wähler auf verschiedenste sozio-ökonomische Zusammenhänge reagieren. Kann ein Entscheider aus Kostengründen Informationen nicht selber generieren, muß er sich auf die Informationsaussagen von Institutionen verlassen. Derartige Institutionen sind in der politischen Börse Umfragen, Einschätzungen politischer Ereignisse in den Medien, Freundesmeinungen, Makrodaten, Volksbefragungen u.ä. Dieses Vorgehen ähnelt sehr der Situation an realen Börsen, wo die Entscheider unter anderem eine Einschätzung abgeben müssen, wie sich die Veränderungen von Wirtschaftsdaten, Personalentscheidungen von Unternehmensvorständen, politische Ereignisse usw. auf die Unternehmenssituation auswirken könnten. An realen Börsen sind eine Reihe von Institutionen entstanden, die mit Informationen für die Marktteilnehmer aufwarten. Institutionen also, die mehr oder weniger leicht zugänglich sind und unterschiedliche Grade der Zuverlässigkeit besitzen. Diesbezüglich sind Meinungsumfragen typische Kandidaten, um die Entscheider an der Wahlbörse mit Informationen zu versorgen.

Für die Deutschland konnte mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests ein Einfluß der Umfragen auf die Kurse statistisch nachgewiesen werden. Dieser fiel jedoch nicht für alle Parteien und alle Umfrageinstitute gleich aus. Es gibt deutliche Anzeichen dafür, daß die Umfrageinstitute am Wahlmarkt einen unterschiedlichen Ruf genossen. Die Wahlbörsen folgten keineswegs bedingungslos den Umfragen, sondern entwickelten sich mit einer gewissen Eigendynamik. Einen deutlich meßbaren Einfluß auf das Börsengeschehen hatten die Wahl des Europa-Parlaments und die Landtagswahlen, die während des Börsenzeitraums stattfanden. Anscheinend wurden diese Wahlen als nicht-tendenziöse Umfragen genutzt. Bedenkt man, daß die Wahlbörse eine kontinuierliche Einschätzung des Wahlausganges liefert, stellt sie eine interessante Ergänzung zu den existierenden Formen der Erfassung des Wählerverhaltens dar.

Daß Meinungsumfragen in Abhängigkeit vom institutionellen Umfeld unterschiedliche Bedeutung beigemessen wird, zeigt ein Vergleich mit den Wahlbörsen in den USA. Für ein Land mit Mehrheitswahlrecht typisch, konzentriert sich dort der Wahlkampf in der Endphase im wesentlichen auf zwei Kandidaten. Die Wahlbörsen sind daher im Vergleich zu den deutschen Wahlmärkten (Verhältniswahlrecht) weniger komplex. Zusätzlich wird in den USA der Wahlkampf mit sehr hohem medialen Aufwand betrieben (vgl. dazu z. B. Gelman / King 1993 und Zhao / Chaffee 1995). Vor diesem Hintergrund ist es durchaus möglich, daß die Entscheider an den amerikanischen Börsen auf eine Unterstützung ihrer Entscheidungen durch Meinungsum-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fragen weitgehend verzichten konnten. Die Bedeutung der institutionellen Rahmenbedingungen für die Effizienz der Wahlbörsen wird von Forsythe et al. (1992) nicht diskutiert. Innerhalb der von ihnen gemachten verhaltenstheoretischen Überlegungen bleiben die Kosten der Informationsbeschaffung im Verborgenen. Für die Analyse dieser Determinanten der Entscheidungsbildung sind computerisierte Börsen hervorragend geeignet. Entscheidungen an der Börse lassen sich bis zur Ebene des Individuums zurückverfolgen. Zukünftige Börsen sollten diesen Vorteil noch stärker in den Vordergrund stellen. Die Tatsache, daß sich die Börse neben Wahlereignissen für eine Vielzahl anderer Ereignisse (z. B. Wechselkursentwicklung, Entwicklung von Börsenindizes, Zukunftspreise von Waren etc.) einrichten läßt, wurde bislang kaum genutzt. Der Phantasie sind hier nur wenig Grenzen gesetzt.

Literaturverzeichnis

Banerjee, A., *Dolado*, J. J., *Hendry*, D. F., *Smith*, G. W. (1986), Exploring Equilibrium Relationships in Econometric Theory Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 253 - 277.

Barzel, Y. (1989), Economic Analysis of Property Rights, Cambridge.

Beckmann, K., *Werding*, M. (1996), ‚Passauer Wahlbörse': Information Processing in a Political Market Experiment, Kyklos 49, 171 - 204.

Breitung, J., *Meyer*, W. (1994), Testing for Unit Roots in Panel Data: Are Wages on Different Bargaining Levels Cointegrated?, Applied Economics 26, 353 - 361.

Brüggelambert, G. (1996a), ‚Marginal traders' und die ‚Hayek-Hypothese': Erfahrungen mit einer computerisierten Börse, Ökonomie und Gesellschaft (Jahrbuch 13), Frankfurt / Main, 214 - 272.

– (1996b), About Institutions and Efficiency in Political Stock Markets: Views from some Spin-Offs, Diskussionsbeiträge aus dem Fachbereich Wirtschaftswissenschaften Universität GH Essen, Nr. 97, Essen.

– (1997), Von Insidern, ‚marginal traders' und Glücksrittern: Zur Relevanz von Entscheidungsanomalien in politischen Börsen, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 216, 45 - 73.

Cukierman, A. (1991), Asymmetric Information and the Electoral Momentum of Public Opinion Polls, Public Choice 70, 181 - 213.

Davis, D. D., *Holt*, C. A. (1993), Experimental Economics, Princeton.

Dickey, D. A., *Fuller*, W. A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association 74, 427 - 431.

Downs, A. (1957), An Economic Theory of Democracy, New York.

Drakopoulos, S. A., *Torrance*, T. S. (1994), Causality and Determinism in Economics, Scottish Journal of Political Economy 41, 176 - 193.

Engle, R. F., *Granger*, C. W. J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica 55, 251 - 276.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Forsythe, R., *Nelson*, F., *Neumann*, G.R., *Wright*, J. (1992), Anatomy of an Experimental Political Stock Market, American Economic Review 82, 1142 - 1161.

– (1993), The Iowa Political Market, mimeo, University of Iowa, Iowa City.

Gelman, A., *King*, G. (1993), Why are American Presidential Election Campaign Polls so Variable when Votes are so Predictable?, British Journal of Political Science 23, 409 - 451.

Granger, C. W. J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, Econometrica 37, 424 - 438.

– (1980), Testing for Causality: A Personal Viewpoint, Journal of Economic Dynamics and Control 2, 329 - 352.

– (1988), Some Recent Developments in a Concept of Causality, Journal of Econometrics 39, 199 - 211.

Grossman, S. J. (1989), The Informational Role of Prices, Cambridge.

Harris, R. I. D. (1995), Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling, London.

Hayek, F. A. v. (1945), The Use of Knowledge in Society, American Economic Review 35, 519 - 530.

Hendry, D. F. (1986 [1991]), Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48, 201 - 212, wiederabgedruckt in: R. F. *Engle*, C. W. J. *Granger* (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, 51 - 63.

Hey, J. D. (1991), Experiments in Economics, Oxford.

Holtz-Eakin, D., *Newey*, W., *Rosen*, H. S. (1988), Estimation Vector Autoregressions With Panel Data, Econometrica 56, 1371 - 1395.

Hudson, J. (1994), Granger Causality, Rational Expectation and Aversion to Unemployment and Inflation, Public Choice 80, 9 - 21.

Jacobs, R. L., *Leamer*, E. E., *Ward*, M. P. (1979), Difficulties with Testing for Causation, Economic Inquiry 17, 401 - 413.

Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, Journal of Economic Dynamics and Control 12, 231 - 254.

– (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica 59, 1551 - 1580.

Kaase M. (1994), Is There Personalization in Politics? Candidates and Voting Behavior in Germany, International Political Science Review 15, 211 - 230.

Kaase M. / *Klingemann* H.-D. (1994), Electoral Research in the Federal Republic of Germany, European Journal of Political Research 25, 343 - 366.

Kagel J. H. / *Roth* A. E. (1995) (eds.), The Handbook of Experimental Economics, Princeton.

Kirchgässner, G. (1981), Einige neuere statistische Verfahren zur Erfassung kausaler Beziehungen zwischen Zeitreihen, Göttingen.

– (1985), Causality Testing of the Popularity Function: An Empirical Investigation for the Federal Republic of Germany, 1971 - 1982, Public Choice 45, 155 - 173.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

– (1986), Überprüfung der Hypothese Rationaler Erwartungen anhand von Popularitätsdaten: Eine Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, 1971 - 1982, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 106, 363 - 386.

Kirchgässner, G., *Wolters*, J. (1987), The Influence of Poll Results on Election Outcomes, Mathematical Social Sciences 13, 165 - 175.

– (1992), Implications of Temporal Aggregation on the Relation between Two Time Series, Statistical Papers 33, 1 - 19.

Kremers, J. J. M., *Ericsson*, N. R., *Dolado*, J. J. (1992), The Power of Cointegration Tests, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 54, 325 - 348.

Lütkepohl, H. (1982), Non-Causality Due to Omitted Variables, Journal of Econometrics 19, 367 - 378.

– (1993), Introduction to Multiple Time Series Analysis, 2. Aufl., Berlin.

Lütkepohl, H., *Reimers*, H.-E. (1992), Granger-causality in Cointegrated VAR Processes: The Case of the Term Structure, Economics Letters 40, 263 - 268.

MacKinnon, J. (1991), Critical Values for Co-integration Tests, in: R. F. *Engle*, C. W. J. *Granger* (eds.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, 267 - 276.

McKelvey, R. D., *Ordeshook*, P. C. (1985), Elections with Limited Information: A Fullfilled Expectations Model Using Contemporaneous Poll and Endorsement Data as Information Sources, Journal of Economic Theory 36, 55 - 85.

Noelle-Neumann, E. (1980), Die Schweigespirale: Öffentliche Meinung – unsere soziale Haut, München.

North, D. C. (1990), Institutions, Institutional Change and Economic Performance, Cambridge.

Peltzman, S. (1990), How Efficient is the Voting Market, Journal of Law & Economics 33, 27 - 63.

Sargent, T. J. (1976), A Classical Macroeconomic Model for the United States, Journal of Political Economy 84, 207 - 237.

Schöppner, K.-P. (1994), Genauigkeit durch das Zufallsprinzip: Bei den Wahlprognosen bleibt ein Restrisiko, in: Spiegel Spezial 1 / 1994, 130 - 132.

Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and Reality, Econometrica 48, 1 - 48.

Stigler, G. J. (1973), General Economic Conditions and National Elections, American Economic Review 63, 160 - 167

Urga, G. (1992), The Econometrics of Panel Data: A Selective Introduction, Ricerche Economiche 46, 379 - 396

Zellner, A. (1982), Causality and Econometrics, in: K. Brunner, A. Meltzer (eds.), Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions, Amsterdam, 9 - 54.

Zhao, X., *Chaffee*, S. H. (1995), Campaign Advertisements Versus Television News as Sources of Political Issue Information, Public Opinion Quarterly 59, 41 - 65.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

Die Untersuchung befaßt sich mit drei computerisierten Wahlbörsen, die in den vergangenen Jahren in Deutschland installiert waren. Mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests kann gezeigt werden, daß der Einfluß von Umfrageergebnissen auf die Börsenkurse bedeutsamer war als bei gleichen Märkten in den USA. Sofern Transaktionskosten berücksichtigt werden, sprechen einige Gründe dafür, daß ein sorgfältiger Umgang mit externen Informationen betrieben wurde. Den verschiedenen Umfragen wurde anscheinend nicht gleiches Vertrauen geschenkt. Es kann jedoch nicht geschlossen werden, daß die deutschen Wahlbörsen ohne Unterstützung der Institution Meinungsumfragen auskamen.

Abstract

Three political stock markets, installed in Germany, are investigated. Tests on Granger causality show that opinion polls played a more important role in German than in American political stock markets. There are good reasons that traders used carefully external information in the sense of transaction costs economics. Traders did not trust in all polls. They also did not use polls to determine prices for all party stocks. However, it can not be concluded that the traders in the German markets did not rely on external institutional help in particular opinion polls.

JEL-Klassifikation: C93, D79

Keywords: political stock markets, opinion polls, experimental economics, Granger causality

DOI https://doi.org/10.3790/schm.117.2.257 | Generated on 2025-07-25 05:38:15
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/